



Ancrage nominal du taux de change et coûts de la désinflation : une estimation économétrique

Thuy Van Pham

► To cite this version:

Thuy Van Pham. Ancrage nominal du taux de change et coûts de la désinflation : une estimation économétrique. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2007. Français. NNT : . tel-00198619

HAL Id: tel-00198619

<https://theses.hal.science/tel-00198619>

Submitted on 17 Dec 2007

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITE PARIS 1 PANTHEON -SORBONNE

U.F.R DE SCIENCES ECONOMIQUES 02

THESE

Pour obtenir la grade de Docteur de l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne

Discipline : Sciences Economiques

Présentée et soutenue publiquement par

Thuy Vân PHAM

20 Novembre 2007

Titre :

***ANCORAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE ET COÛTS DE LA
DESINFLATION : UNE ESTIMATION ECONOMETRIQUE***

Directeur de thèse : Monsieur **Pierre-Yves HENIN**, Professeur et Président à
l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne

JURY :

M. Pierre-Yves HENIN (Directeur)	Professeur à l'Université Paris 1
Mme. Mélika BEN SALEM	Professeur à l'Université de Marne-la-Vallée
M. Jean-Pierre LAFFARGUE	Professeur à l'Université Paris 1
M. Pierre MORIN (Rapporteur)	Professeur à l'Université de Metz
M. Jean-Christophe PEREAU (Rapporteur)	Professeur à l'Université de Marne-la-Vallée
M. Carlos WINOGRAD	Maître de conférences à l'Université d'Evry

ANNEE 2007

Numéro attribué par la bibliothèque

2|0|0|7|P|A|0|1|0|0|4|6|

L'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

REMERCIEMENTS

Mes remerciements s'adressent, en premier lieu, à mes deux directeurs de thèse pour la confiance qu'ils m'ont accordée. Je remercie très sincèrement Pierre-Yves Hénin pour avoir accepté d'être mon directeur de mémoire de DEA, puis mon directeur de thèse. Ses encouragements ont été un soutien très important pour moi durant ces six dernières années. Merci beaucoup pour votre disponibilité, malgré votre emploi du temps chargé. Merci beaucoup pour tout.

Cette thèse doit également beaucoup à Mélika Ben Salem, ma co-directrice de thèse, à qui je témoigne ma plus grande gratitude pour avoir accepté de travailler avec moi. Ses conseils, ses remarques et ses suggestions ont été une aide précieuse tout au long de mes recherches. De cela, je ne saurai jamais vous remercier assez.

Je remercie l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne pour m'avoir accueillie au sein de son Ecole Doctorale et son équipe de recherche en Economie Quantitative (EUREQua).

Un grand merci à Pierre Morin et Jean-Claude Pereau qui ont accepté d'être rapporteurs de cette thèse, ainsi que Jean-Pierre Laffargue et Carlos Winograd, qui ont accepté d'être membres du jury.

Je tiens particulièrement à remercier Pierre Morin pour son aide et ses encouragements depuis mon séjour à Metz. Sans lui, je ne serais pas là où je suis aujourd'hui.

A cette occasion, je remercie également tous les professeurs, à l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne et à l'Université de Metz, qui m'ont aidée par leur enseignement, leur soutien, leur gentillesse et leur humour durant ces dix dernières années : Pierre Cahuc, Alain Quinnet, Jean-Philippe Cotis, André Zylberberg, Jean-Olivier Hérault, Hubert Kempf, Philippe Jolivaldt, Gérard Bombardier, Patrice Richard, Elisabeth Deschanet, Véronique Jérôme-Speziari, Bruno Jérôme, Hélène Raymond, Louis Job, Marius Marchal, François Marque, Philippe Casin, Mouez Fohda, Laurent Spang, Christian Hoffmann, et bien sûr Pierre-Yves Hénin et Pierre Morin.

Je voudrais remercier Antoine Magnier, pour sa gentillesse et ses encouragements continus après mon stage à la Direction de Prévision, Ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie. J'ai tenu la promesse !

J'adresse aussi mes sincères remerciements à Valérie Plagnol et Chloé Magnier, qui m'ont beaucoup aidée et supportée durant mon stage à la Salle des Marchés du CIC-Crédit Mutuel. Merci beaucoup à Chloé pour avoir accepté la tâche difficile de relire les chapitres de cette thèse, dans un temps très limité, malgré son emploi du temps chargé.

Remerciements

Je remercie la faculté d'Economie et Gestion, l'Université de Marne-la-Vallée, pour mon séjour en été 2006.

Un grand merci à Elda André pour sa gentillesse et sa disponibilité depuis mon premier jour jusqu'à l'achèvement de cette thèse.

Sur une note plus personnelle, je remercie Gérard et Annick Lepot pour leur soutien inconditionnel durant toutes ces années. L'Ecole Française Internationale de Hanôï a eu sa première bachelière vietnamienne, elle est désormais sa première Docteur ! J'espère que vous êtes fiers de mon parcours.

Ce travail doit également beaucoup aux supports inestimables, tout au long de ces années, de Guillaume et Caroline Montaillé. Je ne saurai jamais vous remercier assez...

Que dire de Christian et Marie-Claire Martignon ! Par delà le soutien et l'aide que vous m'avez apportés durant ces dix dernières années, vous êtes devenus ma seconde famille. Comment vous remercier pour tout ce que vous avez fait pour moi depuis mon premier jour en France, en tant qu'étudiante ?

Enfin, les mots sont inutiles... Cette thèse, je la dédie à ma famille !

RESUME

Nous avons établi une indication chiffrée des coûts réels issus des désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change. Notre analyse s'est appuyée sur deux régions ayant recouru le plus souvent au taux de change comme instrument de lutte contre l'inflation élevée chronique ou l'hyperinflation : l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale. En général, la stratégie d'ancrage nominal par le change est efficace pour réduire le taux d'inflation. Cette efficacité est plus marquante en Europe centrale et orientale qu'en Amérique latine, où le bilan de désinflation reste mitigé. Quant à son impact sur l'activité économique, les résultats obtenus sont moins évidents. En utilisant deux approches, factuelle et économétrique, nos estimations des ratios de sacrifice des deux régions indiquent que, quel que soit l'ancrage nominal, les coûts de la désinflation sont faibles, voire nuls. Il ressort, cependant, de notre étude, qu'il est difficile d'établir une relation entre les ratios de sacrifice et l'ancrage nominal du taux de change, dans la mesure où les résultats varient d'une méthode d'estimation à l'autre. L'hétérogénéité des ratios de sacrifice rend impossible la comparaison des coûts entre les pays, entre les régions et entre les stratégies d'ancrage nominal. Le choix d'une stratégie désinflationniste ne peut donc pas être basé sur l'analyse des ratios de sacrifice.

Mots-clés : désinflation, ancrage nominal du taux de change, cycle « boom-récession », ratio de sacrifice, analyse factuelle, modèle VAR, données de panel, Amérique latine, Europe centrale et orientale.

ABSTRACT

Over the last decades, many countries have adopted exchange rate targets to absorb their high chronic inflation or hyperinflation. The objective of this work is to report some results that bear on the link between exchange rate-based stabilizations and the behaviour of the main macroeconomic indicators in high inflation economies, notably inflation rate and output, in Latin America and in Central and Eastern Europe. In general, using the exchange rate as nominal anchor is efficient to curb inflation rate. This efficiency appears more remarkable and more sustainable in transition countries than in Latin America, where the success of disinflation has often been challenged by the role of fixed exchange rate in an unstable economic and financial environment. On the other hand, its impact on economic activity is not that obvious. Low sacrifice ratios, often close to zero, estimated by traditional method and structural VAR models, suggest disinflation in the two regions have been carried out at no costs to output. However, heterogeneous results do not allow to establish an unquestionable relationship between output costs and exchange rate-based disinflation, and to compare disinflation costs between countries or, regions and nominal anchor strategies. The choice of nominal anchor can not be based on a comparison between sacrifice ratios.

Keywords: nominal anchor, Exchange Rate-Based Stabilization, « boom-recession » cycle, sacrifice ratio, traditional method, structural VAR model, panel data, Latin America, Central and Eastern Europe.

Intitulé et adresse du laboratoire

CNRS - Equipe de Recherche en Economie Quantitative (EUREQua, UMR 8594) – Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.

Maison des Sciences Economiques, 106-112 Boulevard de l'Hôpital, 75647, PARIS, Cedex 13.

TABLE DES MATIERES

REMERCIEMENTS.....	3
---------------------------	----------

RESUME.....	5
--------------------	----------

TABLE DES MATIERES	7
---------------------------------	----------

INTRODUCTION GENERALE	14
------------------------------------	-----------

1	Deux mondes, deux inflations...	19
1.1	De l'hyperinflation allemande et de la stabilité des prix dans les pays industrialisés...	19
1.2	... à l'inflation chronique latino-américaine et aux hyperinflations de transition...	22
1.3	...expliquées par des aspects propres aux pays en développement et en transition.....	24
1.3.1	Des déséquilibres budgétaires plus profonds.....	26
1.3.2	Des systèmes d'indexation salariale plus rigides.....	29
1.3.3	Une forte dévalorisation des monnaies nationales.....	31
1.3.4	Des systèmes d'ajustement des prix plus fréquents.....	32
1.3.5	Une absence importante de crédibilité des politiques économiques.....	34
2	Un objectif : enrayer l'inflation galopante.....	35
2.1	L'ancrage nominal du taux de change « <i>ignoré</i> » par les uns.....	35
2.2	L'ancrage nominal du taux de change « <i>irrésistible</i> » pour les autres.....	37
2.3	Succès et échecs : l'efficacité de l'ancrage nominal du taux de change.....	39
2.4	Les coûts de la désinflation et le « <i>Déjeuner Gratuit</i> » des stabilisations par le change.....	42
3	La structure générale de la thèse	48

Partie I : Une approche descriptive des coûts réels des programmes de stabilisation de l'inflation	50
---	-----------

1 L'échec de l'ancrage nominal du taux de change : une analyse factuelle des pays d'Amérique latine	51
---	-----------

Introduction.....	51
--------------------------	-----------

1.1 La désinflation en Amérique latine.....	53
1.1.1 L'historique de l'inflation	53
1.1.2 La stabilisation.....	54
1.1.2.1 Les épisodes de désinflation	55
1.1.2.1.1 L'approche « <i>épisode</i> » de sélection d'un épisode de désinflation	55
1.1.2.1.2 L'approche « <i>mécanique</i> » de sélection d'un épisode de désinflation	56
1.1.2.1.2.1 La méthode de Ball (1994) et « <i>l'inflation tendancielle</i> »	56
1.1.2.1.2.2 La méthode d'Easterly (1996) et la « <i>crise d'inflation</i> »	57
1.1.2.1.2.3 Les critères d'Hamann (2001)	57
1.1.2.1.3 La sélection des épisodes de stabilisation	58
1.1.2.2 L'évolution de l'inflation au cours des épisodes sélectionnés	60
1.1.3 L'ancrage nominal du taux de change <i>versus</i> l'ancrage nominal de la masse monétaire	64
1.1.3.1 L'identification des désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change.....	64
1.1.3.2 L'ancrage nominal du taux de change et l'évolution du régime de change : le mal de tête latino-américain	67
1.1.3.2.1 De la fixité à la souplesse : la préférence pour le change.....	67

1.1.3.2.2	Le désaveu à partir de 1990	68
1.2	Les leçons des stabilisations pilotées par le taux de change	71
1.2.1	L'ancrage nominal du taux de change remise en question... ..	72
1.2.1.1	Un bilan mitigé de la désinflation.....	72
1.2.1.2	L'absence de crédibilité des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change	74
1.2.1.2.1	La succession des tentatives de stabilisation.....	74
1.2.1.2.2	L'indiscipline budgétaire et monétaire.....	75
1.2.1.2.3	L'insoutenabilité des comptes courants et les inévitables crises financières	77
1.2.2	Le « <i>syndrome</i> » des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change.....	79
1.2.2.1	« <i>Récession maintenant</i> » versus « <i>Récession plus tard</i> »	80
1.2.2.2	L'ancrage nominal du taux de change est-il expansionniste ?.....	82
1.3	Les principales expériences de stabilisation	84
1.3.1	Les programmes <i>orthodoxes</i> : l'échec des « <i>tablitas</i> ».....	84
1.3.1.1	Le « <i>tablita</i> » chilien (1978-1981).....	85
1.3.1.2	Le « <i>tablita</i> » uruguayen (1978-1982).....	86
1.3.1.3	Le « <i>tablita</i> » argentin (1978-1981).....	87
1.3.2	Les programmes <i>hétérodoxes</i> : succès suivis souvent de crises... ..	88
1.3.2.1	Les programmes <i>hétérodoxes</i> en Argentine.....	88
1.3.2.1.1	Le <i>Plan Austral</i> (1985)	88
1.3.2.1.2	Le <i>Plan de Convertibilité</i> en Argentine (1991-1997).....	89
1.3.2.2	Le Pacte de Solidarité Economique au Mexique (1987).....	92
1.3.2.3	Les Plans de stabilisation au Brésil.....	95
1.3.2.3.1	Le <i>Plan Cruzado</i> (1986)	95
1.3.2.3.2	Le <i>Plan Real</i> (1994-1997)	96
	Conclusion	98
2	Le succès de l'ancrage nominal du taux de change : une analyse factuelle des pays d'Europe centrale et orientale.....	100
	Introduction.....	100
2.1	La désinflation en Europe centrale et orientale	102
2.1.1	Le début des désinflations	102
2.1.2	La vitesse de désinflation	105
2.1.3	La réapparition de l'inflation 1998-2000	108
2.2	Les stratégies de désinflation	109
2.2.1	Le choix du régime de change.....	109
2.2.1.1	Le ciblage du change comme « <i>thérapie de choc</i> »	111
2.2.1.2	La marche vers la flexibilité	114
2.2.1.3	Les réformes budgétaires.....	117
2.2.1.4	La discipline monétaire	119
2.2.2	Les coûts de la désinflation basée sur le ciblage du taux de change ...	120
2.2.2.1	Les désinflations au détriment de la croissance ?	120
2.2.2.2	Les désinflations au détriment de l'emploi	123
2.2.2.3	Les désinflations au détriment des comptes extérieurs.....	125
2.2.2.3.1	La surévaluation de la monnaie nationale	125
2.2.2.3.2	La détérioration des comptes extérieurs.....	128
2.2.2.3.3	...sans générer de crises financières	130

2.3	Les principales expériences de désinflation	131
2.3.1	La désinflation polonaise ou le succès d'une « <i>thérapie de choc</i> »	131
2.3.1.1	L'introduction du programme Balcerowicz (1990)	131
2.3.1.2	L'évolution des politiques de change en Pologne.....	132
2.3.1.3	Le succès du « <i>Big Bang</i> » polonais	133
2.3.1.3.1	Une descente spectaculaire de l'inflation.....	133
2.3.1.3.2	...mais un retour graduel vers les niveaux faibles	134
2.3.1.3.3	...sans créer de coûts en croissance importants	134
2.3.1.3.4	...avec une capacité de résistance financière éprouvée	135
2.3.2	La désinflation estonienne ou le succès du « <i>currency board</i> »	136
2.3.3	La désinflation russe ou l'échec du « <i>crawling peg</i> » ?	137
2.3.3.1	Sous la menace d'une crise fiscale... ..	138
2.3.3.2	Une désinflation destructrice pour l'activité réelle	139
2.3.3.3	La crise russe et la fin de l'ancrage nominal par le change	139
2.3.4	La désinflation roumaine ou l'échec du ciblage monétaire « forcé »....	141
	Conclusion	144

3 Calcul et déterminants des coûts réels de la désinflation : une approche univariée 148

Introduction..... 148

3.1 Coûts de la désinflation et ratio de sacrifice : définition et méthodes de calcul traditionnelles 150

3.1.1	De l'arbitrage <i>inflation-chômage</i> à l'arbitrage <i>inflation-croissance</i>	151
3.1.1.1	De la courbe de Phillips et la relation <i>inflation-chômage</i>	151
3.1.1.2	...au conflit <i>inflation-production</i>	153
3.1.2	Le calcul des ratios de sacrifice	154
3.1.2.1	Le calcul de l'inflation tendancielle et la sélection des épisodes de désinflation	155
3.1.2.2	Les méthodes d'estimation ad hoc des ratios de sacrifice	156
3.1.2.2.1	Une méthode simple	156
3.1.2.2.2	La méthode standard de Ball (1994) : l'introduction des effets de persistance.....	157
3.1.2.3	Les limites de la méthode standard de Ball (1994).....	159
3.1.3	La nouvelle méthode de Zhang (2001).....	161

3.2 Le ratio de sacrifice : estimation et déterminants 163

3.2.1	Les données et la sélection des épisodes de désinflation.....	164
3.2.2	La mesure de « <i>l'output gap</i> »	165
3.2.3	Les ratios de sacrifice en Amérique latine et en Europe centrale et orientale : des désinflations « indolores » ?.....	165
3.2.3.1	Les désinflations en Amérique latine : un « <i>Déjeuner Gratuit</i> »	165
3.2.3.2	Les désinflations en Europe centrale et orientale : <i>ni perte, ni gain</i>	168
3.2.4	Les déterminants des ratios de sacrifice	171
3.2.4.1	Une estimation des <i>Moindres Carrés Généralisés</i> en panel	171
3.2.4.2	Les déterminants traditionnels des ratios de sacrifice.....	172
3.2.4.2.1	Le niveau initial d'inflation	173
3.2.4.2.2	La vitesse de désinflation.....	175
3.2.4.2.3	Le degré d'ouverture de l'économie	177
3.2.4.2.4	L'estimation simultanée.....	178
3.2.4.3	Les déterminants spécifiques aux économies en développement et en transition.....	179
3.2.4.3.1	L'appréciation du taux de change réel	180
3.2.4.3.2	Les réformes structurelles	181
3.2.4.3.3	L'ancrage nominal du taux de change	185
3.2.4.3.4	L'estimation simultanée.....	187

Conclusion 188

Partie II : Les ratios de sacrifice obtenus par l'analyse théorique et empirique des fluctuations réelles et nominales 192

4 Modèles théoriques d'analyse de la stabilisation de l'inflation par l'ancrage nominal du taux de change 193

Introduction..... 193

4.1 La rigidité de l'inflation et les anticipations adaptatives : le modèle de Rodriguez (1982)..... 195

- 4.1.1 Les programmes des agents économiques et l'équilibre général 196
 - 4.1.1.1 Le programme du ménage représentatif 196
 - 4.1.1.2 Le programme de la firme représentative 197
 - 4.1.1.3 Le gouvernement et l'équilibre de l'économie 198
- 4.1.2 La formation des prix et les anticipations adaptatives..... 199
 - 4.1.2.1 L'inflation anticipée et l'hypothèse des anticipations adaptatives..... 199
 - 4.1.2.2 L'excédent de la demande et ses déterminants 201
- 4.1.3 La dynamique dans le modèle de Rodriguez (1982) 203
 - 4.1.3.1 L'équilibre de long terme 203
 - 4.1.3.2 L'impact d'une réduction du taux de dévaluation 204

4.2 L'absence de crédibilité des politiques désinflationnistes et les anticipations rationnelles : le modèle de Calvo et Végh (1993) 209

- 4.2.1 Les programmes de maximisation et l'équilibre économique 209
 - 4.2.1.1 Le programme du ménage représentatif 209
 - 4.2.1.2 Les firmes, le gouvernement et l'équilibre général..... 211
 - 4.2.1.3 La formation des prix et hypothèse d'anticipations rationnelles 211
- 4.2.2 La dynamique dans le modèle de Calvo et Végh (1993)..... 212
 - 4.2.2.1 L'équilibre de long terme du modèle..... 212
 - 4.2.2.2 Les effets d'une réduction permanente du taux de dévaluation..... 213
 - 4.2.2.3 L'expérience des désinflations transitoires..... 215
 - 4.2.2.4 Les limites du modèle de Calvo et Végh (1993)..... 221

4.3 La présence des biens durables : le modèle de De Gregorio (1998) 222

- 4.3.1 La demande de biens durables 223
- 4.3.2 Les firmes, le gouvernement et l'équilibre général 227
- 4.3.3 Les effets d'une réduction permanente du taux de dévaluation..... 228

4.4 L'effet richesse et la politique fiscale : le modèle de Helpman et Razin (1987) 231

- 4.4.1 Les générations imbriquées et le régime de change flexible 231
- 4.4.2 La gestion des taux de change et le mouvement des réserves..... 233
 - 4.4.2.1 L'absence des effets réels et des mouvements des réserves de change : « l'équivalence ricardienne »..... 234
 - 4.4.2.2 Les effets réels et les mouvements des réserves de change : l'absence de « l'équivalence ricardienne »..... 235
- 4.4.3 Les effets réels d'une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change..... 236

4.5 Les effets d'offre : le modèle de Roldos (1995)..... 241

- 4.5.1 L'équilibre général 242
 - 4.5.1.1 L'offre 242
 - 4.5.1.2 La demande 243
 - 4.5.1.3 L'équilibre général 245

4.5.2	La dynamique du système : impact d'une réduction permanente du taux de dévaluation	246
4.5.2.1	L'équilibre de long terme du modèle	246
4.5.2.2	L'impact à long terme d'une réduction permanente du taux de dévaluation	248
4.5.2.3	L'impact à court terme d'une réduction du taux de dévaluation	249
4.5.3	Les prolongements du modèle de Roldos (1995)	250
Conclusion		252
 5 Spécification économétrique et estimation des ratios de sacrifice en séries temporelles 256		
Introduction.....		256
5.1	La spécification du modèle VAR	259
5.1.1	Les tests de racine unitaire dans le cadre univarié	259
5.1.2	Les tests de racine unitaire dans le cadre multivarié	261
5.1.3	L'ordre du modèle : le choix des retards.....	264
5.2	L'identification des chocs de désinflation et le calcul des ratios sacrifice	265
5.2.1	La détermination des chocs structurels : du modèle VAR canonique au modèle VAR structurel.....	265
5.2.2	La détermination des coûts de la désinflation : fonctions de réponse et ratio de sacrifice	268
5.2.2.1	Modèle VAR à inflation non stationnaire.....	269
5.2.2.2	Modèle VAR à inflation stationnaire.....	272
5.3	L'estimation et les résultats des coûts de la désinflation	275
5.3.1	Choc du taux de change et désinflation : existe-il un « <i>puzzle latino-américain</i> » ?	275
5.3.1.1	La politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change est parfaitement identifiée.....	276
5.3.1.2	...mais avec la présence des « <i>price puzzles</i> ».....	276
5.3.1.3	...et des « <i>output puzzles</i> » typiquement latino-américains	279
5.3.1.4	Et les chocs monétaires ?.....	281
5.3.2	Les impacts réels des chocs de désinflation sont-ils durables ?.....	285
5.3.3	Ratios de sacrifice : le « <i>Déjeuner Gratuit</i> » latino-américain confirmé par la méthode économétrique	286
5.3.3.1	Un « <i>Déjeuner Gratuit</i> » quelle que soit l'ancre nominale.....	286
5.3.3.2	...mais un « <i>Déjeuner Gratuit</i> » difficilement comparable et interprétable	289
5.3.3.3	... et un « <i>Déjeuner Gratuit</i> » peu fiable et sensible... ..	291
5.3.3.3.1	Des ratios de sacrifice sensibles aux spécifications du modèle VAR ?	291
5.3.3.3.2	Des ratios de sacrifice sensibles à la distinction des périodes d'inflation ou de désinflation ?.....	296
Conclusion		299

6 Spécification économétrique et estimation des ratios de sacrifice en données de panel..... 302

Introduction..... 302

6.1 La caractérisation des données de panel..... 305

6.1.1	Le champ de l'étude	305
6.1.2	Les tests de racine unitaire en panel : présentation et résultats	306
6.1.2.1	Une brève présentation des tests de racine unitaire en panel	307
6.1.2.1.1	Les tests de première génération : indépendance entre les individus	307
6.1.2.1.2	Les tests de deuxième génération : dépendance entre les individus	309
6.1.2.2	Les résultats et les spécifications du modèle VAR	310
6.1.2.2.1	Selon la zone géographique	310
6.1.2.2.2	Selon le régime de change	311
6.2	La modélisation du VAR structurel en panel et le calcul du ratio de sacrifice	312
6.2.1	Le modèle VAR en panel	312
6.2.1.1	L'écriture vectorielle du modèle	312
6.2.1.2	La présentation du modèle VAR en panel	313
6.2.1.2.1	Le modèle VAR homogène	313
6.2.1.2.2	Le modèle VAR avec effets individuels fixes	314
6.2.2	L'identification des chocs de politique de désinflation	314
6.2.3	Les ratios de sacrifice avec l'inflation stationnaire	316
6.3	Des ratios de sacrifice hétérogènes selon la zone géographique....	318
6.3.1	L'efficacité de l'ancrage nominal du taux de change	318
6.3.1.1	Les chocs négatifs du taux de change sont désinflationnistes	319
6.3.1.2	... et souvent « favorables » à la production : le « boom-récession » européen ?	320
6.3.2	La désinflation par le ciblage monétaire : efficace mais plus « coûteuse » ?	323
6.3.3	L'introduction des effets individuels : l'Europe centrale et orientale, une région homogène ?	325
6.3.4	Les ratios de sacrifice en Europe centrale et orientale	329
6.3.4.1	Des chocs de politique de désinflation relativement « persistants »	329
6.3.4.2	Des ratios de sacrifice faibles mais homogènes	329
6.3.4.3	Des ratios de sacrifice hétérogènes selon la spécification du modèle VAR	333
6.4	Ancrage nominal du taux de change et coûts de la désinflation : la « thérapie de choc » versus le « gradualisme »	336
6.4.1	La « thérapie de choc » et le succès du ciblage du taux de change	338
6.4.1.1	Une désinflation réussie	338
6.4.1.2	... avec des coûts réels en faveur du taux de change	339
6.4.2	Le « gradualisme » et l'échec du ciblage par le taux de change ?	343
6.4.2.1	Le « gradualisme » et la flexibilité des changes : la dépréciation est-elle moins coûteuse que la dévaluation ?	344
6.4.2.2	De la flexibilité à la fixité : le pari perdu du taux de change	348
6.4.3	...Un échec confirmé chez les économies latino-américaines	352
	Conclusion.....	356
	CONCLUSION GENERALE	359
	BIBLIOGRAPHIE	370
	ANNEXES.....	382
	Annexes du chapitre 1	382
	Annexes du chapitre 2	391

Annexes du chapitre 3	395
Annexes du chapitre 5	399
Annexes du chapitre 6	418
ANNEXES TECHNIQUES	449
Annexes Techniques du chapitre 5.....	449
Annexes Techniques du chapitre 6.....	462

INTRODUCTION GENERALE

Il y a plus de vingt ans, le monde industrialisé entrait dans une phase de désinflation la plus spectaculaire de son histoire. De l'Amérique à l'Europe, en passant par le pays du Soleil Levant, les puissances économiques se sont engagées pour réduire l'inflation et stabiliser l'évolution du niveau général des prix. Au milieu des années 1990, tous ont réussi à ramener leur taux d'inflation annuel à des niveaux inférieurs ou égaux à 2.5% contre plus de 10% en moyenne à la fin des années 1970 (voir graphique ci-dessous).

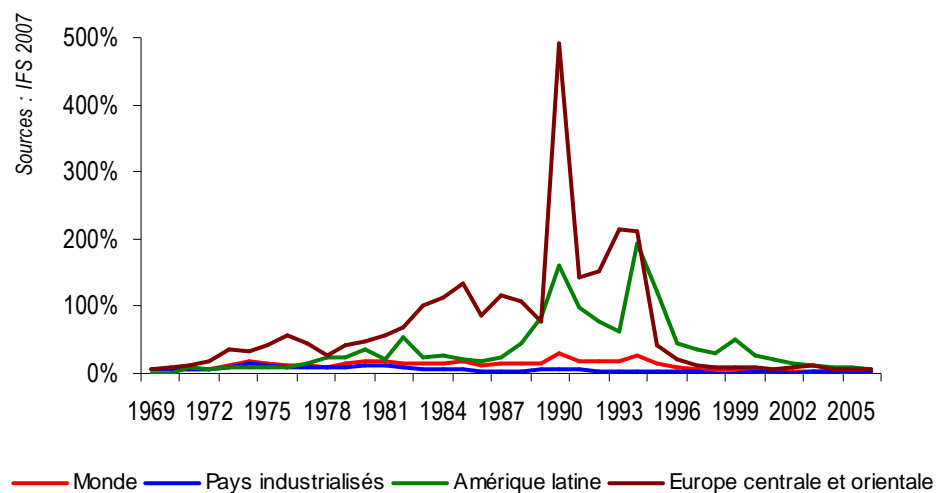


Figure 1 : L'évolution de l'inflation mondiale depuis 1970 à nos jours

L'accomplissement fut impressionnant, sans aucun doute. Mais la baisse de l'inflation est manifeste aussi bien à l'échelle mondiale. Et c'est dans les pays émergents d'Amérique latine et les économies en transition d'Europe centrale et orientale, où le niveau de l'inflation a été le plus sévère, que sa chute a été la plus spectaculaire. Tous, sans exception, ont été frappés par de fortes inflations, suivies parfois du phénomène d'« hyperinflation », définie, en 1956, par Phillip Cagan comme une hausse des prix dépassant au moins 50% *par mois* ou 12975% *par an*. L'Amérique latine, de son côté, a souffert de ce que Felipe Pazos appelle, en 1972, une « *inflation chronique* » pendant près de la moitié du 20^e siècle alors qu'elle était en même temps confrontée à des périodes de crises économique et financière profondes. Le taux d'inflation de la région a même dépassé 400% par an, en moyenne, pendant quatre années, entre 1989 et 1993. A la fin des années 1990, le taux annuel moyen s'est établi à 10%. De leur côté, les pays en transition de l'Europe centrale et orientale ont dû également faire face à des épisodes d'inflation élevée, voire d'hyperinflation au début des années 1990, résultats de la transformation de leur économie

communiste planifiée à une économie de marché. Le taux d'inflation annuel moyen s'est élevé à 162% en 1990, pour retomber à seulement 8% par an en 2004. D'un niveau surprenant souvent à trois, voire quatre et cinq chiffres, la plupart des pays ont ainsi réussi à réduire de façon spectaculaire leur taux d'inflation en dessous des 10%.

Mais le succès de la désinflation n'a pas été le même pour tous. L'Amérique latine a mis près d'un demi-siècle pour éradiquer son inflation chronique élevée, alors que l'Europe centrale et orientale a juste eu besoin de dix ans pour réduire son hyperinflation au niveau mondial. Comment expliquer alors cette différence de performance, en matière de lutte contre l'inflation, dans ces deux régions, alors qu'elles ont atteint toutes les deux des sommets quasiment semblables ? Quels ont été les moyens utilisés et les coûts, en termes de croissance économique, qui en résultent ? Telles sont les formidables questions, en matière d'économie monétaire et politique, à prendre en compte et à étudier avec grand soin. Car les réponses permettront de comprendre les stratégies alternatives de stabilisation engagées dans les pays concernés, ainsi que les différentes raisons de leur succès ou leur échec. Surtout, elles apporteront des enseignements intéressants sur les périodes d'inflation chronique élevée et d'hyperinflation contemporaines, et des implications sur l'évolution future des pays industrialisés « voisins », notamment les Etats-Unis et l'Union Européenne, tant qu'ils peuvent bénéficier du développement commercial et financier d'une Amérique latine ou une Europe centrale et orientale plus prospères et plus stables.

Il s'agit donc d'analyser les mécanismes qui sont à la base des inflations chroniques ou des hyperinflations, ainsi que les politiques capables de briser l'envolée inflationniste et de rétablir une stabilité des prix. Pendant longtemps, les économistes ont cherché à comprendre les sources d'un tel phénomène. Les expériences observées en Amérique latine et dans les pays européens en transition ont été, à maintes reprises, rapprochées aux périodes d'hyperinflation des années 1920, plus particulièrement au cas allemand de 1922 à 1924. Cependant, si les périodes d'inflation élevée des deux régions sont de même ampleur, ou presque, elles s'avèrent totalement différentes de celles qui suivirent la Première Guerre Mondiale. Pour Reinhart et Savastano (2003), elles n'apparaissent rarement du jour au lendemain, contrairement aux poussées d'hyperinflation des années 1920 qui sont soudaines et vite maîtrisées. Elles sont souvent précédées par une période d'inflation élevée, ne sont pas une répercussion de la guerre et ne sont liées, pour la plupart des cas, à aucun conflit armé, intérieur ou extérieur (à l'exception de certains pays de l'ancienne Union Soviétique). Outre le facteur monétaire, elles ont été souvent le fruit d'importants déséquilibres budgétaires, mais aussi d'autres causes apparentes, telles qu'une transformation et une libéralisation du système économique et structurel, un degré élevé d'inertie nominale provenant de la fixation des prix ou des salaires, une sur-dépréciation du taux de change nominal ou un manque considérable de crédibilité dans la capacité des décideurs de politique économique. Ces caractéristiques ont été l'objet d'analyse de nombreuses études dont les plus célèbres ont été

proposées par Dorbusch, Sturzenegger et Wolf (1990), Végh (1992), Calvo et Végh (1993, 1994, 1999), Agénor et Montiel (1999) ou encore Fischer, Sahay et Végh (2002).

Les différents processus inflationnistes, en Allemagne au début des années 1920 et dans les pays émergents latino-américains et européens, ont des implications claires du point de vue des politiques de lutte contre l'inflation. Ainsi se développaient les travaux étudiant les stratégies alternatives de désinflation, les facteurs qui affectent le choix des politiques de stabilisation et les conséquences qui en découlent. Plusieurs variétés d'approches ont été repérées par la littérature macroéconomique. Si les politiques, visant à rétablir une discipline budgétaire et une convertibilité de la monnaie nationale, ont été souvent utilisées dans les pays industrialisés pour lutter contre l'inflation élevée au lendemain des deux guerres, elles sont cependant jugées insuffisantes pour résorber le problème dans les pays en développement et en transition. Le caractère persistant et les causes de l'inflation, propres à chaque région et à chaque économie, nécessitent un ajustement prononcé au-delà des réformes budgétaires et monétaires. On a ainsi assisté à une panoplie de stratégies de stabilisation. La première approche, appelée « *populiste* », met l'accent sur l'intervention directe dans la formation des prix et des salaires à travers la mise en place d'un système de contrôle de prix et de salaires. Elle a été présentée par Dornbusch et Edwards en 1991, afin d'étudier les programmes de stabilisations engagées au Pérou et leurs impacts durant les années 1970 et 1980. Plus documentés, dans la littérature économique, sont les programmes de désinflation d'ordinaire, complétés par l'adoption de points d'ancrage nominaux visant à neutraliser directement l'inertie inflationniste. Les programmes dits « *orthodoxes* » ou « *hétérodoxes* », sont étudiés pour la première fois par Rodriguez en 1982, puis Kiguel et Liviatan (1992). Développés ensuite par Végh (1992) et Calvo et Végh (1993, 1994, 1999), ils sont généralement pilotés par « le taux de change » ou « la monnaie » servant de point d'ancrage, mais souvent complétés par les réformes fiscales pour les premiers et l'encadrement temporaire des salaires et des prix pour les seconds. Dans la plupart des économies émergentes d'Amérique latine, la lutte contre l'inflation élevée a été fondée sur l'ancrage nominal du taux de change. Des politiques classiques de stabilisation pilotée par la masse monétaire n'ont été mises en œuvre que dans quelques pays, notamment au Costa Rica en 1982, en République Dominicaine en 1990, ou pour enrayer l'hyperinflation au Pérou en 1990 et pendant une courte durée en Argentine en 1989 et au Brésil en 1990. Bien qu'il présente des avantages indéniables sur le plan théorique, l'ancrage nominal du taux de change a connu plus d'échecs que de succès en matière de réduction durable de l'inflation. Le manque de crédibilité des engagements des autorités politiques et les niveaux excessivement élevés des déficits publics, financés, de façon volontaire par la création monétaire, ont limité l'impact du taux de change sur le système des prix, alors que la fixité du régime de change et l'insolvabilité des comptes courants conduisent inévitablement les économies en question vers une crise financière de grande ampleur.

La littérature reste moins abondante concernant les issues de l'ensemble des programmes de stabilisation en Europe centrale et orientale, compte tenu du caractère récent de l'évènement. Cependant, pour Sahay et Végh (1995) ou Fischer, Sahay et Végh (1996), il est intéressant de constater que les schémas des épisodes latino-américains de réduction d'une forte inflation chronique se retrouvent dans les tentatives stabilisatrices des économies en transition d'Europe centrale et orientale. La plupart des programmes de stabilisation ont recouru à l'ancrage nominal du taux de change avec, à la différence de l'Amérique latine, des succès généralement satisfaisants et durables, alors que le ciblage par la monnaie a été également très peu utilisé.

Différentes stratégies de désinflation sont-elles synonymes de différents coûts de désinflation ? La réduction du taux d'inflation est-elle suivie nécessairement d'un ralentissement de l'activité économique, comme le préconise la théorie macroéconomique ? Quelle est l'ampleur des **ratios de sacrifice**, indicateurs de coûts de désinflation cumulés, en termes de pertes de production, suite à une réduction permanente du taux d'inflation, dans les pays en développement d'Amérique latine et en Europe centrale et orientale ? Quels sont les coûts, issus d'une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, et ceux, issus d'un ciblage monétaire ? De multiples modèles théoriques et empiriques ont, en effet, conclu à l'absence de coûts en termes de production et d'emplois dans les économies industrialisées, alors que d'autres ont préféré avancer la thèse d'un effet récessionniste à court terme, du moins pour des taux modérés d'inflation. Cependant, malgré de nombreuses études, la question de l'arbitrage « *inflation-croissance* » et celle des coûts de la désinflation restent encore un sujet à controverse. Qu'en est-il pour les pays d'Amérique latine et d'Europe centrale et orientale ? Durant la dernière décennie du 20^e siècle et à l'aube du nouveau millénaire, la plupart des travaux se sont intéressés principalement à l'histoire et les causes du phénomène inflationniste dans ces deux régions. Peu ont tenté d'estimer les effets réels des stabilisations et d'établir une estimation économétrique des coûts de désinflation. Une des rares conclusions, dans ce domaine, a été proposée par Rodriguez (1982), Kiguel et Leviatan (1992) et Végh (1992), développés ensuite par Calvo et Végh (1993, 1994, 1999). Selon eux, les programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change sont souvent caractérisés par un cycle « *boom-récession* » : une expansion de l'activité dans les premières années de stabilisation suivie plus tard par une récession. En revanche, les programmes pilotés par la masse monétaire se caractérisent par un ralentissement marqué de l'activité, suivi par une reprise dans les années post-stabilisatrices. Bruno et Easterly (1995), Easterly (1996) ou Hamann (2001) ont, en revanche, réfuté totalement l'hypothèse du cycle « *boom-récession* » qu'ils appelle le « *syndrome* » des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change. Selon eux, les stabilisations d'une inflation chroniquement élevée sont expansionnistes, quelle que soit l'ancre nominale choisie. D'autres études, plus empiriques, notamment celles proposées par Edward (1989), Morley (1992) ou Kamin et Rogers (1997,

2000), estiment que les réductions du taux de dévaluation ou de dépréciation (ou l'appréciation du taux de change nominal) sont associées à une réduction de la production dans les pays latino-américains. En Europe centrale et orientale en revanche, les désinflations ont été marquées par un début fortement récessionniste, suivi ensuite par une reprise et une accélération soutenue de la croissance pendant les années post-stabilisatrices, quel que soit l'ancrage nominal, à la différence de l'Amérique latine où le phénomène « *récession maintenant versus récession plus tard* » a été mis en évidence pour distinguer les coûts de la désinflation fondée sur les deux stratégies.

L'objectif premier de notre travail consiste alors à analyser les coûts, en termes de production, issus des désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change, en nous appuyant sur deux régions frappées par l'inflation élevée : l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale. Surtout, nous souhaitons corriger les lacunes de la littérature et proposer une estimation des ratios de sacrifice pour ces deux régions, à travers des méthodes classiques et économétriques disponibles, afin d'établir des indications chiffrées de l'impact sur la production d'une désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ou de la monnaie. Les résultats obtenus pour les deux régions les plus soumises à l'inflation élevée nous permettraient, peut être, de comprendre les raisons qui ont favorisé le choix du taux de change comme l'ancre nominale dominante, au détriment des actions sur la masse monétaire. Existe-il une relation entre ancrage nominal du taux de change et coûts de la désinflation ? L'ancrage nominal du taux de change est-il plus efficace, en termes de lutte contre l'inflation, et moins « coûteux », en termes de pertes de production, par rapport à une politique classique de ciblage monétaire ? En d'autres termes, le ratio de sacrifice est-il un bon indicateur dans le choix des ancres nominales des décideurs de politique économique ?

Notre travail est donc justifié pour trois raisons :

- Tout d'abord, les travaux sur les pays latino-américains et en transition d'Europe centrale et orientale concernant les coûts de la désinflation et plus particulièrement, les ratios de sacrifice restent relativement peu nombreux, comparés aux travaux effectués pour les pays industrialisés. Malgré les thèses avancées, principalement pour les pays d'Amérique latine, les réactions de la production à la désinflation par le taux de change ou par la monnaie et par conséquent, les coûts chiffrés d'une réduction permanente de l'inflation, ne sont pas définitivement établis pour les deux régions.
- Les spécificités propres aux pays émergents (différents niveaux d'inflation, différentes réactions du produit et différents facteurs économiques et structurels capables d'expliquer les coûts de la désinflation) nous laissent à penser que l'ampleur des coûts de la désinflation ou des ratios de sacrifice peut différer dans ces pays de celle des pays industrialisés.

- Enfin, les développements de l'économétrie, notamment la modélisation *Vectorielle-AutoRégressive* (VAR) structurel des séries temporelles et plus récemment des données de panels, nous permettront d'établir une évaluation du rôle du taux de change et de la monnaie dans les fluctuations des principales variables macroéconomiques telles que la production et l'inflation en Amérique latine et en Europe centrale et orientale.

Avant d'aborder le plan et le contenu de ce travail, il est intéressant de comprendre pourquoi les désinflations dans les pays en voie de développement d'Amérique latine et les pays en transition d'Europe centrale et orientale ont été considérées comme un accomplissement hors du commun. Nous allons, tout d'abord, dresser une revue comparative de l'évolution des prix ainsi que les sources d'inflation entre les pays industrialisés et les pays émergents. Nous discuterons, ensuite, des stratégies de désinflation, notamment du choix de l'ancrage nominal d'une part, et des coûts, en termes de production, qui en résultent, d'autre part.

1 Deux mondes, deux inflations...

L'histoire de l'économie contemporaine a souvent montré que le phénomène d'inflation élevée est plus commun parmi les pays d'Amérique latine ou d'Europe centrale et orientale que dans le monde industrialisé. Bien sûr, certaines économies développées ont été en proie à l'hyperinflation dans les années 1920, notamment l'Autriche et surtout l'Allemagne¹. Depuis les années 1950, cependant, l'inflation fortement élevée sévit uniquement dans les pays en développement ou en transition, avec certaines périodes d'hyperinflation contemporaines différentes de celles qui ont suivi la Première Guerre Mondiale.

1.1 De l'hyperinflation allemande et de la stabilité des prix dans les pays industrialisés...

Après une inflation de pénurie caractéristique des périodes de guerre, le retour de la paix dès 1918 a permis le redémarrage de la production et une progression plus modérée de l'inflation, sauf en Allemagne et dans certains pays de l'Europe centrale et orientale où l'on a assisté à un phénomène appelé « *hyperinflation* ». Définie par Cagan (1956) comme une hausse des prix dépassant au moins 50% par mois (ou 12975% par an)², le phénomène d'hyperinflation en Allemagne a été particulièrement spectaculaire, par son ampleur, et unique dans l'histoire des pays industrialisés. En effet, le taux d'inflation moyen s'est élevé à 322% par mois en Allemagne

¹ D'autres pays européens non « industrialisés » comme la Hongrie, la Pologne, la Russie, ont été également frappés par l'hyperinflation après la Première Guerre Mondiale.

² Un seuil plus modeste serait de 20% par mois, soit 892% par an.

durant la période 1918-1923. Le sommet a été atteint avant la fin de l'hyperinflation, en octobre 1923, où les prix ont augmenté de plus de 2900% par mois³. Les causes de ce phénomène sans précédent sont diverses. On parle, tout d'abord, de l'héritage des années de guerre, durant et après lesquelles l'effort militaire a été financé par la création monétaire et par la dette publique. En effet, la masse monétaire est passée de 81 milliards de marks fin 1920 à 116000 milliards au milieu de 1923, accentuée à la fin de l'année par l'impressionnante dépréciation de la devise locale, un dollar valant 4200 milliards de marks en novembre 1923 contre 60 marks en 1921 et 4.2 mark en 1914⁴. Une autre explication de l'extraordinaire hyperinflation allemande réside dans le poids élevé et insupportable pour l'économie allemande des réparations de guerre exigées par les pays Alliés, couvrant 80% des revenus de l'Etat. Mais cette hyperinflation s'explique surtout par les spéculations contre le mark, liées aux mauvaises gestions budgétaires des socialistes au pouvoir et l'inévitable faillite du gouvernement. L'hypothèse d'une hyperinflation spéculative a été accréditée par le rétablissement rapide de la situation en 1924, immédiatement après l'annonce d'un rééchelonnement des réparations et d'une aide internationale, le retrait des socialistes au gouvernement et la création d'une nouvelle monnaie (le « *rentenmark* » puis le « *reichsmark* »). Les poussées d'hyperinflation ont été vite maîtrisées, sans créer d'importants effets sur l'emploi et la production. L'Allemagne entrait même dans une période de prospérité.

L'histoire retiendra que l'épisode allemand des années 1920 fut à la fois l'exceptionnelle, mais aussi l'unique flambée des prix dans le monde industrialisé. Après la Seconde Guerre Mondiale, on a assisté à une tension des prix provoquée inévitablement par la situation de pénurie et la hausse de la demande. Depuis les années 1950, la hausse des prix reste permanente mais modérée. Le dernier quart du 20^e siècle a vu se succéder trois grandes vagues d'inflation avec une ampleur bien inférieure à celle observée en 1923 : en 1973-1974, vers 1979-1980 puis de nouveau en 1989-1990. Les modifications du régime de change, les chocs au niveau de l'offre et les politiques macroéconomiques ont joué un rôle important.

La fin des années 1960 a vu l'inflation s'accroître progressivement dans les pays industrialisés, en partie sous l'effet de politiques budgétaires et monétaires expansionnistes. En 1970, l'inflation moyenne des pays industrialisés avait atteint ses niveaux les plus élevés depuis le début des années 1950. Les politiques d'expansion de la demande, concomitantes à la montée soudaine des prix de produit de base et plus particulièrement, du pétrole ont provoqué de fortes poussées d'inflation à partir de 1973. Cependant, bien que les tensions inflationnistes aient été importantes, les taux d'inflation annuels des pays industrialisés ne dépassent que rarement la barre des 20%. Dans la plupart des pays, le taux d'inflation atteindra son maximum en 1974, notamment au Japon (21%), en France (15%) ou aux Etats-Unis (10.5%). D'autres verront ce

³ Les chiffres sont fournis par VLČEK Jan (2000).

⁴ Les chiffres sont fournis par BEZBAKH Pierre (2006).

maximum en 1975 comme la Grande Bretagne (à 24%) ou les Pays Bas (plus de 10%). L'Allemagne reste parmi les rares pays à ne pas enregistrer une inflation à deux chiffres pendant cette période, son taux d'inflation maximum étant atteint en 1974 à 7.1% pour retomber après le choc à 4% en 1976. On remarquera surtout que cette montée de l'inflation fut maîtrisée dès 1978, le taux d'inflation des pays industrialisés se réduisant à environ 8.1% en moyenne contre 14.3% en 1974 et 12.1% en 1975 (voir **figure 1**).

Le maintien des politiques monétaires accommodantes, même lors du choc de 1973, explique, en effet, la différence de performance en matière de lutte contre l'inflation entre l'Allemagne et le reste des ses partenaires industrialisés. Les gouvernements américain, français ou britannique ont cherché, en général, à atténuer les effets défavorables du choc pétrolier sur la production et l'emploi. La Bundesbank, de son côté, a choisi de poursuivre la politique monétaire restrictive, mise en place en 1972, lorsque l'inflation avait dépassé 6%. Comme Meyer (1986, page 41) l'a bien souligné, « *le fantôme de l'inflation après la Première Guerre Mondiale fait encore peur aux allemands* ». Il n'est donc pas étonnant, après l'épisode d'hyperinflation des années 1920, que la stabilité des prix soit l'objectif prioritaire et le principe de base de la société allemande. Quant au Japon, le choc pétrolier de 1973 a été particulièrement violent. La poussée de l'inflation traduisait en partie la dépendance de l'économie japonaise vis-à-vis de l'extérieur, plus précisément du pétrole importé. Elle résultait aussi des pressions inflationnistes antérieures, qui avaient déjà amené l'inflation japonaise à dépasser 10% à la mi-1973.

La réaction initialement accommodante des Etats-Unis et de la plupart des pays européens au choc pétrolier a eu des conséquences importantes, du point de vue des effets inflationnistes du deuxième choc pétrolier des années 1978-1979. Ces pays ont hérité non seulement de taux d'inflation plus élevés, mais aussi d'une forte montée d'anticipations inflationnistes, défavorables à la maîtrise de l'inflation. En effet, l'anticipation plus forte de l'inflation a influencé les négociations salariales et autres conventions collectives et par conséquent, les indexations des rémunérations, contribuant à fixer une inflation à des niveaux plus élevés. Cependant, la nouvelle poussée inflationniste, entraînée par l'arrivée du second choc pétrolier en 1979, reste différente de la précédente, par son ampleur moins forte (seulement 8% en moyenne en 1979 contre 7.2% en 1978, 11% en 1980 et 9% en 1981 pour les grands pays industrialisés). Les Etats-Unis ont été le seul grand pays industrialisé où en 1980, la hausse de l'inflation dépassait celle qui avait été enregistrée en 1974, ce qui n'empêchait pas la Réserve Fédérale de maintenir une conduite monétaire souple jusqu'à la fin de l'année.

Confrontés à des taux d'inflation élevés et défavorables à la réalisation des grands objectifs économiques, à partir du début des années 1980, les grands pays industrialisés ont déployé des efforts énergiques pour rétablir la stabilité des prix. Face à la troisième vague de hausse des prix en moins de deux décennies, en 1990 après la réunification allemande, toutes les autorités

monétaires, sans aucune exception, ont pris des mesures sévères et relativement tôt pour endiguer de nouvelles poussées de l'inflation. Depuis, les pays industrialisés ont réussi à contrôler et à stabiliser l'évolution de leur niveau général des prix. Les tensions inflationnistes apparentes restent tout de même modérées. L'épisode allemand de 1923 n'a été qu'un exceptionnel accident rapidement maîtrisé, contrairement aux périodes d'inflation chronique ou d'hyperinflation contemporaines qu'ont dû traverser les pays en développement d'Amérique latine ou en transition d'Europe centrale et orientale.

1.2 ... à l'inflation chronique latino-américaine et aux hyperinflations de transition...

Le problème d'inflation élevée a disparu des pays industrialisés, mais s'installe confortablement et durablement dans les pays en voie de développement et en transition, plus particulièrement dans les années 1970 et 1980 en Amérique latine, et dans les années 1990 en Europe centrale et orientale. L'une a souffert du phénomène dit « *inflation chronique* », l'autre des périodes d'*hyperinflation*.

La persistance de l'inflation à des niveaux élevés est plus sévère dans les pays en développement d'Amérique latine. Contrairement à l'hyperinflation allemande et aux épisodes inflationnistes enregistrés en Europe centrale et orientale, les pays latino-américains ont été frappés par de profondes inflations élevées et chroniques. Il est important de distinguer ici l'hyperinflation et l'inflation chronique selon deux critères de durée et d'ampleur définis par Pazos⁵ (1972). Premièrement, *l'intensité de l'inflation chronique est plus importante que le niveau d'inflation considéré comme modéré, entre 15% et 30% selon Dornbusch et Fischer (1993), et plus faible que celui définissant l'hyperinflation, 50% selon Cagan (1956)*. Une inflation élevée chronique ne dégénère pas nécessairement en hyperinflation, mais dans la plupart des pays d'Amérique latine, cela a été souvent le cas. Les niveaux atteints sont ainsi largement supérieurs à celui considéré comme une « *crise d'inflation* » par Bruno et Easterly (1995) puis Easterly (1996), c'est-à-dire une période d'inflation élevée, lorsque la hausse des prix dépasse 40% pendant au moins deux ans consécutifs. Dans certains pays, le taux d'inflation, en glissement annuel, est resté au dessus de 40% pendant plus de trois décennies, avant le pic de l'hyperinflation observé dans les années 1980 et au début des années 1990 (à 6821% en avril 1990 au Brésil, 12377.8% en août 1990 au Pérou, à 20266% en mars 1990 en Argentine ou à 23477% en septembre 1985 en Bolivie, à 64117.6% en mars 1991 au Nicaragua).

Deuxièmement, *l'inflation élevée chronique peut durer plusieurs années et n'est pas un phénomène temporaire comme le cas de certaines hyperinflations*, notamment l'épisode allemand

⁵ Les définitions sont présentées par Végh (1992).

des années 1920. En effet, à la différence de l'hyperinflation allemande, dont la durée d'existence peut être comptée en termes mensuels (15 mois plus précisément, de août 1922 à novembre 1923) et qui peut être assimilée à un phénomène soudain et vite maîtrisé, les périodes d'inflation élevée, observées dans les pays latino-américains, ne sont pas brèves. Elles ont duré plusieurs années, voire des décennies, et la stabilité des prix n'y est pas rétablie du jour au lendemain. En Amérique latine où les « *crises d'inflation* » commençaient à s'installer dès les années 1960, la plupart des pays n'ont pas réussi à réduire leur taux d'inflation en dessous des 40% dès la première tentative de stabilisation. L'Argentine, par exemple, après de nombreuses applications de programmes de stabilisation depuis les années 1970, n'a pu réduire son taux d'inflation en dessous des 40% qu'en 1991. Le Brésil a dû attendre cinq ans, après avoir atteint son niveau record d'inflation en avril 1990 (à 6821% en glissement annuel) et mis en œuvre de nombreuses tentatives stabilisatrices, pour ramener l'inflation vers un niveau plus modéré. La Bolivie et le Pérou ont également besoin de plusieurs programmes et de trois décennies pour résorber leur problème d'inflation chronique. Le retour de l'inflation vers des niveaux considérés comme faibles, c'est-à-dire en dessous des 7.5%, a été aussi difficile pour les économies latino-américaine. La plupart des pays ont eu besoin de plusieurs mois, voire de plusieurs années pour atteindre cet objectif. Par exemple, après avoir atteint la barre des 40% en juillet 1978, le Chili a dû attendre presque vingt ans pour voir son taux d'inflation descendre en dessous de 7.5%. La Bolivie a eu besoin de dix ans, le Mexique de cinq ans et le Pérou de quatre ans, après avoir ramené leur taux d'inflation en dessous de 40%. La convergence de l'inflation latino-américaine vers le niveau mondial s'est effectuée dans les années 1990, soit plus de trente ans de désinflation dans cette région et après de nombreuses tentatives des autorités monétaires à stabiliser leur système des prix.

Les ex-républiques communistes ont également été confrontées à des périodes de forte inflation, cependant moins prolongées que les pays latino-américains, mais plus longues que l'épisode hyperinflationniste allemand. Depuis le début de leur transformation en 1989, bien qu'elle n'atteigne pas les sommets observés dans les années 1920 et 1940, l'inflation annuelle s'est envolée, jusqu'à dépasser la barre des 100%, voire 1000%, dans la quasi-totalité des pays de l'Europe centrale et orientale⁶. Certains d'entre eux, notamment les Etats de l'ancienne Union Soviétique et les pays des Balkans, ont dû faire face à des périodes d'hyperinflation conformes aux critères de Cagan (1956). La mise en place de programmes sévères de stabilisation, dès le début de leur transition dans les pays d'Europe centrale (Hongrie, Pologne, République Tchèque, Slovaquie et Slovénie), d'Europe balkanique (Croatie, Macédoine) ou dans les pays Baltes (Estonie, Lettonie, Lituanie), a permis de réduire rapidement l'inflation élevée. En revanche, les

⁶ Le record mondial est enregistré en Hongrie après la Seconde Guerre Mondiale, où les prix ont augmenté d'un taux moyen de 19800% entre août 1945 et juillet 1946 et où le pic a été enregistré à 4.2×10^6 au mois de juillet.

autres pays de la région ont mis plus de temps pour enrayer l'inflation galopante. Mais tous ont eu besoin de plus ou moins une décennie pour assurer enfin la stabilité des prix et obtenir un rythme de hausse des prix comparable à celui des pays industrialisés et vers celui de la zone euro notamment. En effet, après avoir enregistré un taux d'inflation record, s'approchant parfois de 1000%, voire 10155% comme en Ukraine en décembre 1993, la plupart des pays ont eu besoin de plus ou moins deux ans, en moyenne, pour réduire leur taux d'inflation en dessous de 40%. Cependant, la convergence vers les niveaux de la zone euro est plus graduelle. A la fin de 1997, seulement quatre pays ont réussi à franchir la barre des 7.5% (la Slovaquie, la Macédoine, la Croatie et l'Azerbaïdjan). La Croatie est considérée comme le grand vainqueur de la course à la désinflation, en ayant réussi à ramener son taux d'inflation de 144.9% en juin 1993, à seulement 4.0% en 1995. Pour les autres, la désinflation vers les niveaux modérés, voire faibles, est restée très graduelle et il faudra attendre les années 2000 pour assister à la convergence totale vers le niveau mondial (entre 2% et 4%). La Roumanie et la Russie restent les seuls pays à n'avoir pas réussi à ramener leur taux d'inflation en dessous de 7.5% en 2004. En 2004, 2005 et 2006, le taux d'inflation russe s'élève respectivement à 10.9%, 12.7% et 9.7%, alors que le taux roumain s'est établi à 11.9% en 2004 pour descendre à 9% en 2005 et 6.6% en 2006.

1.3 ...expliquées par des aspects propres aux pays en développement et en transition

Comment expliquer alors ce processus inflationniste propre aux pays en développement ou en transition ? Quelles sont les raisons de cette formidable persistance de l'inflation à des niveaux élevés ? Les causes sont nombreuses. Certaines sont identiques à celles observées lors de l'envolée inflationniste dans les pays industrialisés, d'autres sont propres aux caractéristiques des pays émergents. A l'exception des causes directement liées aux conséquences de l'après guerre propres aux pays développés, les hausses des prix ont toutes des causes réelles et monétaires. Les causes réelles peuvent provenir, tout d'abord, du côté de la demande. D'un côté, elles peuvent être un choc de demande qui crée une insuffisance de l'offre et une hausse des prix. De l'autre côté, elles peuvent être l'application d'une politique budgétaire expansionniste qui cherche à relancer la demande, mais qui aggrave les déséquilibres des comptes publics, alimentant par la même occasion les pressions inflationnistes. Les facteurs d'offre peuvent être également l'une des causes réelles de l'inflation. Trois cadres de figure peuvent être envisagés pour expliquer la montée de l'inflation dans les pays industrialisés et dans les économies latino-américaines et en transition :

- Des coûts de production plus élevés provenant d'une hausse des prix des matières premières (les chocs pétroliers des années 1970) ou d'une hausse des coûts du facteur du

travail (hausse des salaires issues de la mise en place du système d'indexation salariale sur le taux d'inflation).

- Une inflation importée en cas où l'économie nationale est dépendante des importations. Dans ce cas, les producteurs nationaux sont obligés d'inclure, dans leurs prix de vente, toute hausse de coûts de production liés à une augmentation du prix des biens importés. Ce phénomène est encore plus pénalisant lorsque la devise nationale est dépréciée par rapport à celle des partenaires commerciaux. En effet, lors du second choc pétrolier, si la hausse du prix du pétrole (de 13 dollars le baril en 1978 à 35 dollars le baril au début de 1981) devait prendre fin rapidement, l'appréciation de la devise américaine relativement au franc français, à la livre anglaise et à la lire italienne allait entretenir des tensions inflationnistes importées dans ces pays à monnaie fragile.

Mais « *l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire* ». C'est ce qu'a écrit le chef de file du nouveau monétarisme Milton Friedman en 1968 (page 9). Selon lui, les poussées inflationnistes ne peuvent être expliquées que par les causes monétaires, notamment par la croissance de la masse monétaire. Cette relation entre la masse monétaire et le niveau général des prix trouve son origine dans la célèbre « *Théorie Quantitative de la Monnaie* » d'Irvin Fisher en 1911 depuis revisitée par les néo-monétaristes dans les années 1960, notamment Milton Friedman (1968). Selon cette théorie, considérant que la vitesse de circulation de la monnaie et la quantité des biens et services disponibles dans l'économie sont relativement stables à court terme, toute variation des prix de vente des biens et services s'explique par la variation de la masse monétaire disponible. L'inflation est, de ce point de vue, un phénomène d'origine monétaire. On a vu, en effet, que beaucoup d'épisodes inflationnistes, observés dans les économies développées, se sont expliqués par la hausse de la masse monétaire, notamment l'hyperinflation en Allemagne dans les années 1920. Dans son modèle d'hyperinflation, Cagan (1956) a inclus le rôle des anticipations adaptatives, ajustées aux variables passées, pour expliquer l'évolution de la fonction de demande de monnaie et du taux d'inflation. Selon lui, puisque la demande des encaisses réelles est fonction décroissante des taux d'inflation passés, le niveau des prix sera fonction de l'offre de monnaie contemporaine de monnaie, ainsi que des offres de monnaie anticipées pour l'avenir. L'hypothèse d'anticipations adaptatives a été critiquée par la nouvelle école classique, notamment par Sargent et Wallace (1973) qui, au contraire, ont mis l'accent sur le rôle des anticipations rationnelles, ajustées aux évolutions futures des variables, dans l'explication de l'hyperinflation.

Les raisons qui expliquent la montée de l'inflation sont donc multiples. Elles peuvent, par la même occasion, créer des facteurs psychologiques importants qui, à leur tour, engendrent une spirale inflationniste. Les agents économiques pourraient ainsi anticiper une hausse des prix, entraînant un comportement de fuite face à la monnaie. Ceci se traduirait par un excès de

consommation immédiate qui est source d'inflation. L'origine de ces anticipations inflationnistes pourraient être un manque de crédibilité des autorités monétaires. Comme l'indiquait Pierre Bezbakh (pages 30-31), les prévisions inflationnistes semblent jouer un rôle de « *prophétie créatrice* », dans le sens « *qu'il suffit de croire à l'inflation pour qu'elle se réalise et, inversement, de faire confiance à une politique de restriction monétaire pour qu'elle ralentisse* ». Le modèle d'hyperinflation de Cagan (1956), revisité par Sargent et Wallace (1973), a été pendant longtemps utilisé pour montrer l'importance de la crédibilité d'une politique de désinflation et son rôle dans la lutte contre l'inflation. En effet, lorsque une politique de désinflation est crédible, les agents privés pourraient être amenés à calquer leurs anticipations en faveur d'une réduction du taux d'inflation. En revanche, en cas de politique monétaire non crédible, c'est-à-dire lorsque la Banque Centrale ne fournit pas de certitudes quant à l'évolution future du niveau des prix, les agents économiques pourraient envisager le maintien de la hausse des prix.

Comment expliquer les différents degrés de persistance de l'inflation élevée dans les pays d'Amérique latine et en Europe centrale et orientale, alors qu'on a pu y observer quasiment les mêmes sources inflationnistes que dans les pays développés ? En fait, l'argument qui permettrait d'expliquer le pourquoi d'une inflation élevée, dans les pays latino-américains ou en transition, réside dans le fait que ces pressions inflationnistes y ont été beaucoup plus sévères. En effet, à la différence de l'épisode allemand, les hyperinflations contemporaines ne sont pas liées à des conflits armés, extérieurs ou intérieurs. Elles sont le résultat même d'une structure économique et sociale fragile, sous développée et instable pour l'Amérique latine, en transition vers l'économie de marché pour l'Europe centrale et orientale. Les deux régions ont dû faire face à des déséquilibres plus profonds. Ainsi, quatre principaux éléments sont cités pour expliquer la persistance de l'inflation : un niveau plus élevé des déficits budgétaires, un système d'indexation salariale plus rigide, une dévalorisation plus forte de la monnaie domestique et un manque important de crédibilité vis-à-vis des politiques de stabilisation du gouvernement. La libéralisation des prix représente un facteur de complication supplémentaire, quoique temporaire, dans l'ajustement des prix de nombreuses économies en transition.

1.3.1 Des déséquilibres budgétaires plus profonds

Pendant longtemps, le niveau très élevé des déficits publics a été l'une des principales sources d'inquiétude dans les pays en développement d'Amérique latine et les économies en transition d'Europe centrale et orientale. Le déficit public se situe à plus de 5% du PIB en moyenne tout au long des années 1970 et 1980 dans la plupart des pays latino-américains, alors quand dans les pays d'Europe centrale et orientale, le niveau du déficit s'est élevé à plus de 7%

en moyenne en 1992⁷. Les pressions budgétaires ont fortement contribué aux poussées d'inflation de nombreux pays ayant monétisé d'importants déficits. Fischer et Easterly ont écrit en 1990 (pages 138-139) : « *La célèbre remarque de Milton Friedman que l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire est correcte. Cependant, les gouvernements n'émettent pas de la monnaie à un taux de croissance rapide à l'improviste. Ils augmentent la masse monétaire pour couvrir leur déficit public. [...] Ainsi, l'inflation élevée est presque toujours un phénomène budgétaire* ». Pour Fisher, Sahay et Végh (2002), l'hyperinflation et l'inflation chronique ont émergées comme le résultat d'une hausse excessive et incontrôlée de la masse monétaire, provoquée par de déficits budgétaires importants, ces derniers étant la conséquence d'évènements extraordinaires, tels que les conflits armés (le cas allemand), l'établissement de nouveaux Etats. Mais d'autres explications sont possibles pour expliquer ce dérapage budgétaire dans les pays en développement et en transition. En effet, pendant de nombreuses années, le système de collecte des impôts, les marchés de capitaux et les institutions sont sous développés et les gouvernements se montrent souvent incapables de mettre en place des politiques budgétaires saines et efficaces malgré plusieurs tentatives de réformes. Pour les économistes partisans du courant dit « *structuraliste* », initiée dans les années 1940 par Raul Prebisch, Directeur de la *Commission Economique pour l'Amérique latine et les Caraïbes des Nations Unies* (CEPALC), et de la théorie « *centre-périphérie* », les gouvernements des pays sous-développés et en transition (la « *périphérie* ») ont eu, pendant longtemps, tendance à « *protéger* » les manufacturiers domestiques vis-à-vis de la concurrence internationale et des pays industrialisés (le « *centre* ») afin de promouvoir l'industrialisation et réduire la dépendance sur les exportations. L'application de cette approche exige, en pratique, une grande intervention étatique dans l'économie, incluant à la fois des provisions de subventions aux entreprises nationales, et une forte protection et régulation dans l'économie. Le rôle démesuré du gouvernement dans l'économie, conjugué à des sources de revenus fiscaux limitées et à un système de collecte de l'impôt inefficace, conduit à des déficits publics chroniques et à des périodes prolongées d'inflation élevée.

Une autre explication de l'existence de déficits publics importants dans les pays émergents vient de l'approche « *populiste* », proposée notamment par Dornbusch et Edwards (1991). Selon cette approche, dans la mesure où dans ces pays, il existe de fortes disparités de revenus, les gouvernements sont souvent incités à intervenir pour favoriser un changement économique et social, en introduisant de nouveaux programmes de dépenses agressifs, qui ne peuvent pas être financés par l'impôt ou par l'emprunt. En conséquence, les déficits publics sont financés en coopération avec les Banques Centrales, par la voie de nouvelles émissions de la monnaie. Le

⁷ Le chiffre peut être sous-estimé dans la mesure où la série Déficits Publics de la base de données du Fonds Monétaire International (*International Financial Statistics IFS 2007*) prend en compte seulement les opérations du gouvernement central, et non l'ensemble des administrations ou du secteur public non financier. Selon les estimations publiées dans le Rapport de Transition (2007) de la Banque Européenne pour la Reconstruction et le Développement.

recours des gouvernements au seigneurage, pour une part importante de leurs recettes dans les pays à forte inflation, est une des raisons de la persistance des taux d'inflation à des niveaux élevés. C'est pourquoi le revenu de seigneurage est souvent connu sous le nom de « *taxe inflationniste* ».

La littérature se rapportant à la relation entre inflation élevée et seigneurage n'est pas récente et date des années 1950. Cagan (1956) a en effet expliqué, dans son modèle d'hyperinflation, comment le besoin de seigneurage, pour financer les larges déficits publics, a conduit à la croissance excessive de l'offre monétaire, provoquant par conséquent de l'hyperinflation. En effet, selon Cagan (1956), le fait que les agents économiques anticipent le taux d'inflation de manière adaptative, c'est-à-dire en formant leurs anticipations sur la base de la différence entre les anticipations passées et les valeurs effectivement réalisées, conduit à des retards dans l'ajustement de la demande de monnaie. Par conséquent, la croissance supplémentaire de l'offre de monnaie, provoquée par la nécessité de financer un plus grand déficit public, entraîne un revenu du seigneurage plus important que le niveau d'état stationnaire, générant ainsi l'inflation. Avec le développement de la théorie des anticipations rationnelles, c'est-à-dire des anticipations parfaites, dans un environnement certain, sur l'évolution future d'une variable, l'explication de la relation entre seigneurage et taux d'inflation est revisitée. En effet, pour Sargent et Wallace (1973), pour financer ses déficits budgétaires, le gouvernement a tendance à augmenter son stock de monnaie en fixant directement le taux de croissance monétaire au taux d'inflation. Par conséquent, les agents économiques révisent systématiquement à la hausse leurs anticipations inflationnistes au taux de croissance monétaire, expliquant le développement de l'hyperinflation.

Pour beaucoup, notamment Bruno et Fischer (1990), la thèse que les anticipations inflationnistes, à elles seules, pourraient provoquer l'hyperinflation, est devenue difficile à soutenir, sauf s'il existe plusieurs équilibres, l'un hyperinflationniste, l'autre non. Une telle issue est possible si la taxe inflationniste peut être représentée par une courbe de Laffer, associant le taux d'inflation et le revenu de seigneurage. Pour Bruno et Fischer (1990), sous l'hypothèse des anticipations parfaites, le même montant du revenu de seigneurage pourrait être collecté à des taux d'inflation différents (un élevé et un plus faible). L'équilibre, associé à un taux d'inflation faible, est instable, c'est-à-dire que toute perturbation ou choc exogène, tels qu'une hausse soudaine des dépenses publiques conduisant à une augmentation de la composante autonome du déficit budgétaire, entraînera l'économie à se déplacer loin de cet équilibre. Au contraire, l'équilibre qui exhibe une inflation plus élevée est un équilibre stable⁸. Au total, les niveaux critiques de déficits publics pourraient entraîner un pays dans une situation où l'inflation est élevée de façon persistante, situation caractérisée par Bruno et Fischer (1990) comme une

⁸ Bruno et Fischer (1990) ont également souligné que l'équilibre associé à un taux d'inflation faible pourrait être stable si les anticipations étaient adaptatives.

« *trappe d'inflation* ». L'idée que les pays peuvent être « coincés » dans cette « *trappe d'inflation* » est intéressante, car elle semble compatible avec plusieurs épisodes d'inflation forte et chronique observés en Amérique latine au cours des années 1970 et 1980.

L'approche, en termes de financement public, de l'inflation manque cependant de support empirique et fait l'objet de nombreuses critiques. Plusieurs études montrent une corrélation positive entre l'inflation, la création monétaire et le seignuriage dans les pays en développement ou en transition. Cependant, les preuves empiriques suggèrent aussi que la relation entre les déficits budgétaires et la croissance monétaire est relativement faible, particulièrement à court terme. De Haan et Zelhorst (1990) et Karras (1998) ont en effet examiné le lien entre la croissance monétaire et les déficits publics dans les pays en développement. Les deux études ont finalement conclu qu'il n'existe que dans un petit nombre de cas une relation étroite positive entre les deux variables. D'autres auteurs s'interrogent sur l'utilisation de l'approche de seignuriage comme une théorie positive de l'inflation élevée ou l'hyperinflation. Pour Dornbusch, Sturzenegger et Wolf (1990, page 9), l'approche du seignuriage peut être d'une utilité limitée pour comprendre les épisodes de très forte inflation ou d'hyperinflation car dans de tels cas, « *l'inflation extrême [...] reflète un état de chaos budgétaire, plutôt qu'un financement public optimal* ».

1.3.2 Des systèmes d'indexation salariale plus rigides

Outre les déficits budgétaires et la croissance monétaire, il existe un autre facteur, spécifique aux économies émergentes, et capable d'expliquer le processus inflationniste à court terme : la rigidité salariale. Calvo et Végh (1993) ont mis en évidence l'impact négatif de la rigidité salariale, à travers la présence du système d'indexation « rétrospective », tel que l'indexation salariale sur les taux d'inflation passés (« *backward-looking indexation* ») dans l'échec des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Pour Agénor et Montiel (1999), les mécanismes de formation des salaires sur une base d'indexation « rétrospective » ont joué un rôle important dans la persistance de l'inflation dans les pays émergents, notamment au Chili au début des années 1980, au Brésil dans les années 1990. De même, pour Crowley (1997), de tous les types d'indexation qui expliquent la persistance de l'inflation, l'indexation salariale « rétrospective » y contribue pour une large part. En effet, selon Crowley (1997), l'indexation sur les taux d'inflation passés, qu'elle soit partielle ou totale, rend difficile l'éradication de l'inflation, en accentuant l'ampleur des hausses des salaires, qui à leur tour, provoquent une surchauffe économique. Elle augmente l'impact de l'inflation passée sur l'économie et introduit, par conséquent, une composante inertielle importante et incontrôlable sur

les effets de toute politique de stabilisation⁹. C'est pourquoi la mise en place d'un système d'indexation « prospective », se basant sur les valeurs futures de l'inflation (« *forward-looking indexation* »), pourrait permettre de diminuer la persistance de l'inflation, en assurant une stabilité des salaires réels.

Les études empiriques de Gómez et Julio (2000) montrent que plus le poids de l'indexation salariale aux inflations passées de la courbe de Phillips est grand, plus l'inertie de l'inflation est importante. Gomez (2003) a estimé que l'inertie salariale, à travers la longueur des contrats de travail, constitue une source de pressions inflationnistes dans les pays latino-américains. Un contrat de travail sur un an au Chili provoque une inflation plus persistante par rapport à un contrat, pour le même travail, de six mois en Colombie. Il conclut ainsi que les institutions publiques, en mettant en place le système d'indexation salariale basée sur l'évolution passée du taux d'inflation, afin de maintenir le pouvoir d'achat réel des salaires des travailleurs, obtiennent le résultat totalement contraire. En outre, il a été observé, dans certains pays, que la fréquence des négociations à laquelle les salaires nominaux sont ajustés tend à s'accroître avec les tensions inflationnistes. Gomez (2003) a considéré que l'indexation tous les six mois était un héritage de la période d'hyperinflation au Chili.

Sahay et Végh (1995) estiment que le processus inflationniste, dans les pays en transition d'Europe centrale et orientale, est similaire à celui observé dans les pays émergents d'Amérique latine, dans la mesure où la présence de l'indexation « rétrospective » des salaires, héritée du système socialiste, est responsable du maintien à un niveau élevé des taux d'inflation. Ce système a été observé dans de nombreuses économies comme la Pologne, la Roumanie et l'ancienne Yougoslavie. Dans les autres pays comme la Bulgarie, la Croatie ou la Russie, les compensations salariales liées aux taux d'inflation passés sont mises en place sur des bases ad hoc. En Pologne, la rigidité salariale est accentuée par l'émergence d'un système de négociations complexe, et par conséquent, par l'incapacité de fixer des normes centralisées de salaires. Commander et Coricelli (1992) ont prévenu, dès le début de la transition, qu'une des causes du maintien, voire de l'aggravation de l'inertie inflationniste dans les pays socialistes, viendrait de l'absence de modération dans l'indexation des salaires, établie par les contrats de travail et de la complexité du système de négociation salariale. Cependant, les conclusions théoriques manquent considérablement de supports empiriques en raison de l'indisponibilité des indicateurs statistiques suffisamment longs et capables de refléter la rigidité salariale en Europe centrale et orientale.

⁹ Cowley (1997) souligne cependant que l'indexation adaptative pourrait être avantageux lorsqu'il n'y a pas de tentative de stabilisation dans la mesure où elle facilite les négociations et rend rigide le salaire nominal qui va stabiliser l'inflation. Le salaire nominal rigide réagira moins aux fluctuations de la croissance de l'offre monétaire, du taux de change, du taux d'intérêt mondial et aux chocs d'offre et de demande. Ainsi, cette rigidité rend moins incertains les prix futurs, facilite les décisions des agents économiques et par conséquent augmente la sensibilité des agrégats réels aux politiques macroéconomiques.

1.3.3 Une forte dévalorisation des monnaies nationales

Si plusieurs économistes considèrent le besoin de financer les déficits public excessivement élevés par la création monétaire comme la principale source de l'inflation persistante dans les pays en développement et en transition, au contraire, d'autres ont identifié les mouvements de change, notamment les dépréciations du taux de change nominal, comme premiers responsables de l'évolution des prix domestiques. Ces économies ont été, à un moment donné, confrontées à une forte dévalorisation de leur monnaie domestique face au dollar ou autre monnaie forte européenne. Entre 1970 et 1990, les monnaies latino-américaines ont perdu plus de 1000% en moyenne de leur valeur face au dollar alors que dans les pays d'Europe centrale et orientale, les monnaies nationales se sont également fortement dépréciées contre le dollar au début de la transition, d'environ 90% en moyenne entre 1990 à 1993. Nuti (1996), Richard et Tesman (1996) et Desai (1998) ont ainsi suggéré, à travers des études empiriques, que les « sur-dépréciations » initiales des devises des pays en transition devraient provoquer d'importantes pressions inflationnistes, qui auraient tendance à persister avec la fixité du taux de change.

Les mêmes conclusions ont été confirmées pour les pays en développement d'Amérique latine, notamment par Canetti et Joshua (1991) qui considèrent que le taux de change possède un impact causal significatif sur les prix domestiques. Montiel et Ostry (1996) accusent la dépréciation d'être la principale cause de l'inflation à travers ces mécanismes d'anticipation et d'indexation. En 1997, Agénor et Hoffmaister (1997) ont étudié, de façon théorique et empirique, les effets des chocs nominaux historiques sur l'inflation (choc nominal salarial, choc monétaire et choc de change) et montrent que la dépréciation du taux de change nominal est la clé de la détermination de l'inflation dans les pays en développement. En effet, la dépréciation du taux de change nominal augmente le prix en monnaie nationale des produits importés, entraînant ainsi une pression à la hausse sur les prix domestiques. En plus, si les salaires sont indexés au coût de la vie et de manière rétrospective sur les taux d'inflation passés, ils augmenteront, provoquant une pression supplémentaire à la hausse des prix. Cette hausse, à son tour, augmentera les salaires et contribuera à l'inflation inertielle.

Si la forte dépréciation du taux de change nominal conduit directement à une hausse des prix domestiques, elle entraîne également des effets indirects, à travers le canal de transmission sur le déficit budgétaire. Elle affecte ainsi soit la valeur, en monnaie nationale, des recettes en devises du gouvernement, provenant, par exemple, des impôts sur les revenus d'exportation ou des taxes sur les importations, soit les dépenses en devises telles que celles associées au service de la dette extérieure. La dernière situation a été surtout observée en Amérique latine, pendant les années 1980 appelées « *la Décennie Perdue* » (« *The Lost Decade* »). En effet, les gouvernements des pays latino-américains ont recouru à la dette extérieure, dans les années 1970, pour maintenir la

croissance en réponse aux chocs pétroliers et aux mauvaises gestions des politiques macroéconomiques. Mais à partir de 1982, avec la hausse des taux d'intérêt réels et une activité économique au ralenti, certains pays, notamment le Mexique, sont dans l'incapacité de rembourser leurs dettes, marquant le début des crises de la dette dans la région. Avec des devises locales fortement dépréciées, les comptes courants ont dû s'ajuster, et on a assisté à une détérioration des déficits publics, financés encore une fois par création monétaire. L'inflation n'étant pas éradiquée, elle s'accélère même un peu plus pour atteindre des sommets records au milieu des années 1980. La même crise de la dette a été observée en Russie en 1998.

Un autre effet indirect, d'une forte dépréciation du taux de change nominal, sur le processus inflationniste a été mis en évidence à travers le phénomène de substitution des devises et plus particulièrement, du phénomène dit « *dollarisation* ». Il s'agit d'un processus de substitution monétaire dans lequel la monnaie nationale, en perte de valeur, est remplacée, partiellement ou totalement, par une devise étrangère plus stable, le dollar en occurrence. De telles substitutions ou « *dollarisations* » ont été souvent observées dans les pays latino-américains et dans certains pays d'Europe centrale et orientale (notamment en Russie et dans les anciennes économies du bloc soviétique) au début de leur période de transition. Les conséquences de l'augmentation des avoirs en devises étrangères sont connues. Outre le problème de volatilité du change qui peut rendre incertaines les prévisions des agrégats macroéconomiques, la conséquence, probablement plus grave, d'un tel phénomène concerne le contrôle de la masse monétaire. Berg et Borenzstein (2000) estiment qu'en optant pour une dollarisation complète, un pays se priverait de toute possibilité d'avoir une politique monétaire et une politique de change autonome. Un contrôle sans lequel, il est impossible de parvenir à stabiliser les fluctuations de la monnaie nationale, et par conséquent, maîtriser l'inflation même si pour Chang (1994), Sturzenegger (1997), Bahmani et Domac (2003) ou Levy-Yeyati (2004), le niveau élevé des taux d'inflation pourrait être limité par la perte du revenu de seigneurage de l'Etat, tiré de son droit de frapper monnaie. La perte de l'autonomie de la politique monétaire et l'impossibilité de la Banque Centrale nationale d'intervenir pour réduire l'inflation élevée expliquent ainsi la persistance de l'inflation. Malgré cette influence supposée par la théorie économique, il est difficile de tester, sur un plan empirique, le rôle de la dollarisation comme l'une des raisons de l'inflation élevée en Amérique latine ou dans les anciens pays soviétiques.

1.3.4 Des systèmes d'ajustement des prix plus fréquents

La différence entre le processus inflationniste des pays d'Amérique latine ou d'Europe centrale et orientale, et celui des économies industrialisées, pourrait être également expliquée par une plus forte volatilité des prix. Pour Dornbusch, Sturzenegger et Wolf (1990), la fréquence de

l'ajustement des prix constitue une source importante de la persistance de l'inflation à un niveau élevé, compte tenu de l'existence d'une corrélation positive entre le niveau et la variabilité de l'inflation. Ainsi, un raccourcissement de l'intervalle d'ajustement des prix, c'est-à-dire une plus grande variabilité de l'inflation, augmente le niveau de l'inflation, entraînant un raccourcissement supplémentaire. Gagnon (2007) considère que si dans une économie à faible inflation, la fréquence de l'ajustement des prix provoque des effets ambigus sur l'inflation, au contraire, dans un environnement d'inflation élevée, la volatilité augmente clairement et fortement avec l'inflation. Il estime, en effet, qu'au Mexique notamment, lorsque le taux d'inflation est supérieur à 10%-15%, une hausse d'un point de l'inflation annuelle correspond à une hausse de 0.4 point de la fréquence d'ajustement des prix des biens. Dornbusch, Sturzenegger et Wolf (1990) sont allés plus loin en suggérant qu'il semble y avoir une synchronisation accrue entre les prix domestiques et le taux de change nominal à mesure que l'inflation augmente. Par conséquent, la forte volatilité de l'inflation peut devenir une source de pression inflationniste supplémentaire.

Dans les pays en transition d'Europe centrale et orientale, une des causes apparentes de la persistance de l'inflation tient également au besoin constant d'ajustement des prix relatifs à la suite de la disparition du système planifié. La libéralisation a entraîné des hausses spectaculaires du prix des biens et services comme les carburants, l'alimentation, le logement, les médicaments et les soins de santé, qui étaient tous fortement subventionnés jusque là. Les produits, dont les prix ont fortement augmenté, représentent une part considérable dans l'indice des prix à la consommation et la plupart des hausses n'ont pas été compensées par la baisse des prix des autres produits. En outre, la libéralisation des prix entraîne une augmentation considérable de la volatilité des prix relatifs selon De Broeck, de Masi et Koen (1995) et De Masi et Koen (1995). Cette situation est caractéristique de la Russie et de ses voisins de l'ancien bloc soviétique pour lesquels, le processus d'ajustement des prix a été particulièrement lent et persiste à des niveaux élevés, comparés aux économies en développement d'Amérique latine.

La fréquence de l'ajustement des prix relatifs dans les pays en transition s'explique principalement, selon Coorey, Mecagni et Offerdal (1996), par la lenteur des réformes structurelles et le changement graduel de la structure de production et de demande vers l'économie de marché. Saavalainen (1995), de son côté, a suggéré que l'explication viendrait de la lenteur de l'ajustement de certains prix des services (immobilier, transports, services publics) comparés aux autres prix.

Cependant, bien que la fréquence des ajustements des prix apparaisse comme un facteur explicatif non négligeable de la persistance de l'inflation en Amérique latine et en Europe centrale et orientale, elle ne reçoit pas de supports empiriques nécessaires compte tenu de l'absence d'indicateur statistique suffisamment claire et fiable, capable de refléter la variabilité de l'inflation.

1.3.5 Une absence importante de crédibilité des politiques économiques

Le dernier facteur important pouvant affecter le processus inflationniste est le manque d'engagement crédible des décideurs publics vis-à-vis d'une politique monétaire. Dans la plupart des pays latino-américains et dans certains pays en transition d'Europe centrale et orientale (notamment la Roumanie, la Bulgarie, la Russie, l'Ukraine et d'autres anciens pays soviétiques), le maintien du taux d'inflation à des niveaux spectaculaires, pendant de nombreuses années et malgré l'application de nombreux programmes successifs de stabilisation, reflètent aux yeux du public, soit l'incompétence des autorités monétaires, soit des tensions politiques profondes et intraitables. L'absence de crédibilité dans la capacité des autorités publiques à assurer le retour de la stabilité a ainsi rendu difficile la lutte contre l'inflation et généré, par la même occasion, de nouvelles surchauffes économiques. Calvo (1986) et Calvo et Végh (1993) ont admis la vulnérabilité des programmes de stabilisation dans les pays latino-américains en développement, compte tenu des croyances des agents privés vis-à-vis de la soutenabilité économique et/ou politique de tels programmes. En effet, ils suggèrent que, si les agents privés croient que la stabilisation est seulement temporaire, il sera plus difficile de réduire l'inflation, alors qu'en même temps, l'économie sera confrontée à des crises de balance des paiements suite à la dépréciation du taux de change nominal. Pour éradiquer la persistance de l'inflation élevée, les gouvernements devraient convaincre le public que leur programme sera exécuté comme annoncé et que la réduction du taux d'inflation sera permanente. Cependant, il n'existe aucune garantie pour permettre aux gouvernements de prouver au public la crédibilité et le succès d'un tel programme. Cette absence de crédibilité, dès le début de la phase stabilisatrice, s'explique par le problème d'incohérence temporelle auquel sont confrontées les annonces de politique économique. Présentée pour la première fois par Kydland et Prescott (1977), et appliquée pour la première fois en politique monétaire par Barro et Gordon (1983), la question de l'incohérence temporelle est de savoir si les résultats atteints d'une politique correspondent aux objectifs fixés par le gouvernement. Or, la politique, qui est optimale *ex-ante*, peut ne plus être optimale *ex-post*. La raison est que les décideurs de politique économique sont préoccupés, non seulement par l'inflation comme objectif prioritaire, mais aussi par le fait que l'inflation peut également apporter des bénéfices, notamment dans le domaine de l'emploi ou du financement public. Les agents privés ne croient pas à la politique mise en place, conscients de l'incitation qu'a le gouvernement à agir de façon discrétionnaire et à revenir sur son annonce, une fois les anticipations sont formées, dans le but d'exploiter l'interaction favorable entre inflation et production. Par conséquent, l'inflation sera plus élevée et la politique monétaire souffrira d'un « *biais d'inflation* ». En l'absence de mécanismes capables de contraindre les décideurs à prendre des engagements crédibles, les annonces de lutte contre l'inflation resteront peu crédibles et le

« *biais d'inflation* » persistera. Outre le problème de l'incohérence temporelle, le manque de crédibilité peut être expliqué par la non transparence des autorités publiques concernant la conduite de leurs politiques monétaires, empêchant les agents privés de former, de façon certaine, leurs anticipations inflationnistes à la baisse. La persistance du « *biais d'inflation* » rendra de plus en plus difficile la tâche des gouvernement pour atteindre leur objectif : éradiquer l'inflation envahissante et assurer la stabilité des prix.

2 Un objectif : enrayer l'inflation galopante

Comment résorber alors l'inflation élevée ? L'étude des causes de l'inflation met souvent en opposition deux courants. L'un, plus traditionnel, privilégie la croissance excessive de l'offre monétaire, provoquée particulièrement par le besoin de l'Etat de financer ses comptes publics, comme la source majeure des pressions inflationnistes. Par contraste, les opposants de cette approche traditionnelle ont montré que la persistance de l'inflation à des niveaux élevés est expliquée principalement par la dépréciation du taux de change nominal. La confrontation entre les deux points de vue a conduit à différencier les prescriptions, quant aux réponses appropriées de la part des autorités publiques pour réduire le taux d'inflation : en contrôlant et fixant soit l'évolution de la masse monétaire, soit l'évolution du taux de change. Elle a abouti surtout à une des questions les plus controversées de l'analyse des politiques de désinflation : le mérite relatif de la stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change (et par conséquent l'adoption d'un régime de change plus ou moins fixe) au détriment du ciblage monétaire conjugué à la flexibilité de change en Amérique latine et en Europe centrale et orientale.

2.1 L'ancrage nominal du taux de change « *ignoré* » par les uns...

Pourtant, même lors des épisodes hyperinflationnistes des années 1920, le taux de change n'a pas été l'instrument privilégié de la désinflation dans les pays industrialisés. Pour éradiquer l'hyperinflation, les pouvoirs publics allemands ont appliqué des réformes budgétaires et monétaires énergiques qui ont rétabli la convertibilité de la monnaie nationale et donné à la Banque Centrale une indépendance nécessaire pour conduire la politique monétaire. La monnaie a été de nouveau utilisée pendant les trois grands épisodes d'inflation des années 1970 et 1980, après l'abandon de l'étalon or-dollar. Ce point d'ancrage nominal du système de Bretton Wood était jugé contraignant pour tous les pays qui s'engagent à maintenir la parité de leurs monnaies, vis-à-vis du dollar et qui poursuivaient des politiques en contradiction avec la volonté des Etats-Unis. La désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change n'a été mise en place qu'en

Italie (en 1980), en Irlande (en 1980), au Portugal (en 1990) et en Grèce (en 1990) avec des résultats satisfaisants, grâce à la crédibilité des politiques fiscales et sociales d'accompagnement, à la différence de certaines expériences latino-américaines selon Detragiache et Hamann (1997).

Bien que l'inflation reste forte pendant les années 1970, la désinflation, amorcée depuis les années 1980, montre que la mise en place d'un système de change flottant peut assurer le maintien d'une stabilité des prix. Cependant, selon plusieurs économistes, et notamment Dornbusch (1982), les évolutions divergentes de l'inflation, durant cette période, n'auraient pas pu se produire dans un régime de change fixe¹⁰. L'autonomie de la politique monétaire, permise par la flexibilité des taux de change, peut donc conduire à une inflation persistante. Alogoskoufis (1992) a montré que l'inflation moyenne des pays industrialisés et les écarts nationaux, par rapport à cette même moyenne, ont tendance à être plus tenaces dans le monde pendant les années post Bretton Wood. Malgré une désinflation réussie, le recours aux objectifs monétaires pour orienter la conduite de la politique monétaire a été constamment remis en cause. En effet, dans certains pays, l'abandon des restrictions quantitatives au crédit a conduit à une réintermédiation bancaire et à une inflexion à la hausse de certains agrégats monétaires ciblés. Dans d'autres cas, des innovations dans l'industrie des services financiers, provoquées notamment par l'inflation élevée, ont entraîné un ralentissement de la demande de monnaie. La croissance de l'offre monétaire apparaît alors comme plus expansionniste que prévue. Ceci a joué un rôle important dans le processus inflationniste des années 1970 dans de nombreuses économies industrialisées, les Banques Centrales étant dans l'incapacité de contrôler la remontée de l'inflation, malgré les tentatives de resserrement monétaire. Cette instabilité de la demande de monnaie, surtout dans un contexte de chocs d'offre et d'un risque de ralentissement de la croissance, a compliqué la tâche des autorités monétaires, ce qui a conduit à l'abandon ou à la réduction du rôle de la monnaie comme le point d'ancrage de la politique de désinflation au cours des années 1980.

Un autre facteur expliquant la limite de l'ancrage nominal par la monnaie en tant que stratégie de désinflation dans les pays industrialisés, vers la fin des années 1980, a été l'expansion rapide du crédit, induite par la déréglementation et de la libéralisation des marchés. La hausse de la demande d'actifs, qui en a résulté, a contribué à l'expansion de la demande totale et aux pressions inflationnistes sur le marché des biens et des facteurs. La croissance excessive du crédit et la montée de l'endettement du secteur privé rendent de plus en plus vulnérable le secteur

¹⁰ Un régime de change fixe suppose la définition d'une parité de référence entre la monnaie du pays considéré et une devise (ou un panier de devises) à laquelle la Banque Centrale s'engage à échanger sa monnaie. Un régime de change flexible suppose, à l'inverse, qu'aucun engagement n'est pris au sujet du taux de change, qui flotte librement (flottement pur), en fonction de l'offre et de la demande sur le marché des changes. Entre ces deux régimes extrêmes, on trouvera des systèmes intermédiaires, qui se distinguent selon les fluctuations, que la Banque Centrale autorise, autour de la parité de référence et selon la fréquence des réaligements de cette parité.

privé. Le resserrement de la politique monétaire à la fin des années 1980 a entraîné ainsi la chute des prix des actifs et mis les secteurs financiers de la plupart des grandes économies en difficulté.

Ainsi, la monnaie apparaît comme une ancre nominale compliquée à gérer et insuffisante pour guider la politique de désinflation. Il est difficile, en effet, de choisir un jalon monétaire, compte tenu de l'existence d'une vaste variété d'indicateurs dont la signification peut changer selon les circonstances, notamment selon la conduite budgétaire des gouvernements et l'évolution des marchés financiers. Il ne suffit pas de contrôler une seule variable, car aucun des indicateurs ne peut résumer, de manière satisfaisante, l'orientation de la politique monétaire. Or, tous les pays ne disposent pas de moyen technique requis pour surveiller l'ensemble des agrégats monétaires et ainsi asseoir une crédibilité indispensable à cet usage de la monnaie. C'est pourquoi les années 1990 ont été marquées par l'abandon plus ou moins général de l'ancrage nominal de la monnaie dans les pays industrialisés en faveur de l'adoption des objectifs formels d'inflation.

2.2 L'ancrage nominal du taux de change « irrésistible » pour les autres

Si la monnaie a été l'ancre nominale préférée des pays industrialisés dans leurs années inflationnistes, les pays en développement d'Amérique latine ou en transition d'Europe centrale et orientale ont largement favorisé l'autre instrument : le taux de change. A tel point que Guidotti et Végh (1992, page 1) ont écrit concernant le choix des autorités monétaires latino-américaines : *« Il est souvent irrésistible de recourir au taux de change comme l'ancre nominale des programmes de stabilisation. Même après des échecs douloureux, les décideurs de politique économique continuent de revenir à la fixité du taux de change, criant, [...] que tout sera différent cette fois »*. En effet, parmi 16 épisodes de stabilisation en Amérique latine, la méthode « épisodique » de Calvo et Végh (1994), qui consiste à sélectionner les épisodes marqués par l'application des programmes stabilisateurs les plus connus, en a identifié 11 ayant recouru à l'ancrage nominal du taux de change. Les critères de sélection se basant sur l'évolution du taux d'inflation proposés par Easterly (1996) ou encore Hamann (2001) ont permis d'identifier 12 et 22 épisodes de stabilisation respectivement dans 12 pays d'Amérique latine de 1960-2006¹¹. En utilisant la méthode de Ball (1994) fondée sur le calcul d'une série tendancielle de l'inflation, nous avons identifié 27 épisodes, donc 18 pilotés par le taux de change. En Europe centrale et orientale, les critères de Calvo et Végh (1994) et de Ball (1994) ont sélectionné 22 épisodes au total dans 20 principaux pays pour la période 1989-2006, dont 17 ont été marqués par l'adoption

¹¹ Les épisodes de stabilisations ont été observés en Argentine, en Bolivie, au Brésil, au Chili, au Costa Rica, en République Dominicaine, en Equateur, au Mexique, au Nicaragua, au Pérou, en Uruguay et au Vénézuëla (voir *Chapitre 1*).

de l'ancrage nominal du change¹². Le taux de change a été la vedette dans la plupart des plus grands programmes de désinflation, notamment les programmes *orthodoxes* dits « *tablitas* », basés sur un glissement pré-annoncé du taux de change et la mise en place des réformes fiscales et structurelles, en Argentine, au Chili ou en Uruguay dans les années 1970. Il est accompagné par des mesures de contrôle de prix et des salaires, ainsi que par des réformes fiscales et structurelles, dans les programmes *hétérodoxes* comme le *Plan Austral* (1985) et *Plan de Convertibilité* (1991) en Argentine, le *Pacte de Solidarité* au Mexique (1987), le *Plan Cruzado* (1986) et le *Plan « Real »* (1994) au Brésil ou le *Plan Balcerowicz* (1990) en Pologne et le *Plan Croate* (1993). Des politiques classiques de stabilisation pilotées par la masse monétaire, qui sert de point d'ancrage nominal, n'ont été mises en œuvre que dans quelques cas : au Pérou en 1990, en Bolivie en 1974 et 1990, au Chili en 1974 ou en Bulgarie (1991), en Slovénie (1992) et en Roumanie (1993) pour une durée plus longue et de manière « forcée » dans la mesure où l'insuffisance des réserves de change de ces trois pays en transition ne permet pas l'adoption d'un régime de change fixe.

Comment expliquer alors ce choix massif de l'ancrage nominal du taux de change au détriment de la monnaie ? Pour Guidotti et Végh (1992), cette popularité n'est pas difficile à comprendre. Car utiliser le taux de change comme instrument de désinflation apparaît « *simple, attrayant et efficace* ».

Simple, parce que seule une notion compte : dans une petite économie ouverte, contrôler l'évolution du taux de change permet d'agir directement sur le pouvoir d'achat, qui devrait, à son tour, assurer la stabilité des prix pendant une période raisonnable de temps. En effet, le rattachement à une monnaie forte d'un pays à inflation stable (le dollar américain ou le mark allemand) permet de stabiliser les prix des biens échangeables. Il permet ainsi d'exploiter le système d'indexation générale sur les prix des produits domestiques, basés sur le taux de change à travers le mécanisme de la dépréciation de la monnaie nationale. Ainsi, fixer le taux de change permettrait d'interrompre rapidement l'inflation chronique associée à ce type d'indexation.

Attrayant, parce qu'il est facile de l'appliquer, facile pour le public de le comprendre et dans ce cas crédible, le taux de change devient une ancre nominale visible pour les anticipations inflationnistes. En général, le choix entre le taux de change et l'offre de monnaie comme une ancre nominale dépend du degré de contrôlabilité de l'instrument. Les décideurs publics des pays en développement ou en transition, comme ceux des pays industrialisés indiqués précédemment, ne peuvent pas surveiller directement l'offre monétaire, compte tenu du cadrage complexe de la structure des agrégats monétaires et leur fragilité face à la conjoncture macroéconomique. Dans

¹² Les épisodes de stabilisations ont été observés en Pologne, en Hongrie (par la méthode de Calvo et Végh, 1994), en République Tchèque, en Slovaquie, en Albanie, en Bulgarie, en Croatie, en Macédoine, en Roumanie, en Slovénie, en Estonie, en Lettonie, en Lituanie, en Russie, en Moldavie (par la méthode de Calvo et Végh, 1994), en Ukraine, en Arménie, en Azerbaïdjan, au Bélarus et au Kazakhstan (voir *chapitre 2*).

les économies en transition, cet argument est renforcé par le manque des instruments monétaires. Au contraire, pour un pays dont le taux de change est fixé, le cadrage de la politique de désinflation est simplifié. Toutes les informations nécessaires à l'orientation de la politique des autorités publiques sont résumées en une seule variable : le taux de change. La fixation de ce paramètre peut être faite de façon relativement rapide et sans coûts substantiels. De plus, lorsque la demande de monnaie est sujette à de chocs aléatoires importants et que la vitesse de circulation de la monnaie est instable, l'efficacité de l'ancrage nominal de la masse monétaire est réduite, comme cela a été le cas dans les pays industrialisés à la fin des années 1980. En revanche, un taux de change rattaché à une monnaie de référence continue d'être un ancrage au niveau des prix par l'intermédiaire de son impact sur les prix des biens échangeables. De ce point de vue, réduire le taux d'inflation élevé, en se basant sur l'évolution du taux de change, apparaît comme plus attrayant que la fixation du niveau de l'offre de monnaie.

Efficace, enfin, parce que le degré de crédibilité étant une considération importante pour la réussite d'une désinflation, rattacher la monnaie à une devise étrangère forte d'un pays à faible inflation devrait permettre aux décideurs de construire, de façon quasi instantanée et sans efforts particuliers, une réputation anti-inflationniste indispensable pour le succès des actions futures. En outre, l'adoption d'un système de change fixe constitue, pour les décideurs publics, un moyen d'améliorer la crédibilité en transmettant aux agents privés des signaux forts et clairs à propos de leurs intentions et leurs préférences en termes de politique économique. Cela permet en effet d'exporter les incompétences et les erreurs des autorités publiques à l'étranger et d'importer la crédibilité de ce pays. Quant aux agents privés, la possibilité d'observer le taux du change à tout moment, contrairement aux agrégats monétaires et de crédit difficilement observables et accessibles, publiés avec délai par les gouvernements, permet de former, de façon efficace, leur anticipations sur l'évolution future de l'inflation. Ainsi, Bruno (1991) a suggéré que, puisque le taux de change fixe est un objectif contrôlable clair, il permettrait de soutenir les autorités publiques dans son engagement en faveur d'un effort de stabilisation et aider les agents privés, ménages et entreprises, à coordonner leurs décisions de formation des prix et les anticipations autour d'un taux d'inflation réduit.

2.3 Succès et échecs : l'efficacité de l'ancrage nominal du taux de change

Au total, l'ancrage nominal du taux de change apparaît comme l'instrument le plus efficace pour réduire l'inflation élevée dans les pays émergents d'Amérique latine et en transition d'Europe centrale et orientale. Mais le succès n'a pas été le même pour tous. Dans les pays en transition frappés par le phénomène d'hyperinflation, le mérite de la stabilisation fondée sur le

taux de change, par rapport à l'objectif de croissance de la masse monétaire ne fait aucun doute. Lorsqu'ils ont été associés avec des réformes budgétaires radicales et l'encadrement des salaires, la plupart des programmes de stabilisation pilotée par le taux de change ont donné des résultats satisfaisants notamment en Europe centrale (Pologne, Slovaquie, République Tchèque et Hongrie), en Europe balkanique (Croatie, Macédoine et Bulgarie à partir de 1997) ou dans les pays Baltes (Estonie, Lettonie, Lituanie). Des programmes de stabilisations plus classiques, fondés sur le ciblage monétaire, ont été employés de manière « volontaire » en Albanie ou « forcée » en Bulgarie au début de la transition, en Moldavie, en Slovénie et en Roumanie, compte tenu de leur réserves de change insuffisantes pour soutenir un système de change fixe. Seule la Slovénie, avec une libéralisation avancée et une consolidation de sa politique budgétaire a réussi à maîtriser, de façon durable, l'évolution de son inflation, sans connaître des instabilités économiques et financières, contrairement à la Bulgarie, l'Albanie et la Roumanie. La Russie et ses anciens satellites de l'Union Soviétique ont dû réorienter leur politique de désinflation au milieu des années 1990, basée jusque là sur la monnaie, en faveur de l'ancrage nominal du taux de change. Mais l'éradication de l'inflation élevée a tardé à venir. Avec une appréciation réelle du taux de change et une mauvaise gestion budgétaire, le système de change fixe est devenu insoutenable. La crise financière survenue en Russie à la fin des années 1990 a mis définitivement fin au régime de change fixe dans la plupart des pays en transition.

Dans les pays à inflation chronique d'Amérique latine, le bilan de l'ancrage nominal du taux de change a été plus mitigé et son impact a été limité par de nombreux obstacles (l'inertie inflationniste, le manque de crédibilité, les dérapages budgétaires incontrôlables). Les programmes *orthodoxes* mis en place lors des années 1970 et 1980 ont été un échec total, l'inflation repartant à la hausse deux années suivant le lancement de la stabilisation. En revanche, les programmes *hétérodoxes* vers la fin des années 1980 et 1990 ont obtenu des résultats plus satisfaisants, permettant de réduire l'inflation, voire l'hyperinflation, vers des niveaux plus modérés. Seulement, tous, sans exception, ont été confrontés au même problème rencontré par la Russie et les pays de l'ancienne Union Soviétique. La convergence lente du taux d'inflation vers des niveaux modérés, accompagnée par une surévaluation du taux de change réel et des niveaux excessivement élevés des comptes courants et de la dette, a été suivie par des crises financières successives de grande ampleur.

Le bilan mitigé des stabilisations pilotées par le taux de change, dans les pays à inflation chronique d'Amérique latine, peut être expliqué par cinq caractéristiques majeures, appelées « faits stylisés » par Kiguel et Leviatan (1990), Végh (1992) puis Calvo et Végh (1993, 1994) :

- Une réduction marquée mais très lente du taux d'inflation. Il est en général plus facile de ramener des taux d'inflation à trois, voire quatre chiffres, à des taux modérés, que de pénétrer dans la zone des taux annuels à un seul chiffre.

- Une réponse ambiguë du taux d'intérêt réel domestique : certains épisodes de stabilisation sont marqués par une baisse initiale des taux réels, d'autres par une hausse.
- Une forte appréciation réelle de la monnaie nationale, expliquée largement par l'effet conjugué d'un taux de change nominal relativement stable et d'un écart d'inflation positif vis-à-vis des partenaires commerciaux.
- Une détérioration de la balance commerciale et du compte courant de la balance des paiements, suivie souvent par des crises financières.
- Une indiscipline budgétaire et une absence d'indépendance de la Banque centrale : les niveaux élevés et persistants des déficits publics, financés toujours par création monétaire durant la plupart des épisodes de désinflation, accentuent la persistance de l'inflation et les sorties massives de capitaux nécessaires pour financer les déficits courants, créant davantage d'instabilité sur le marché des changes.

Certaines de ces caractéristiques se retrouvent également dans les programmes de lutte contre l'inflation chronique, fondés sur l'ancrage nominal de la monnaie en Amérique latine. En effet, les désinflations via le ciblage monétaire se sont soldées par une réponse ambiguë du taux d'intérêt réel, une détérioration de la balance commerciale et du compte courant.

Il est intéressant de constater que ces cinq faits stylisés, associés aux épisodes latino-américains de réduction d'une forte inflation chronique, se retrouvent dans les tentatives de stabilisation des économies de transition, comme la Roumanie, la Bulgarie, la Russie et les pays de l'ancienne Union Soviétique. Malgré les tentatives de stabilisation par le ciblage du taux de change ou de la monnaie, officielles ou non, la désinflation a été lente et l'économie a été souvent confrontée à des pressions spéculatives importantes en raison des déficits publics et courants excessivement élevés. En Europe centrale, dans les anciens pays yougoslaves ou les pays Baltes, la mise en place de programmes sévères, basés sur l'ancrage nominal du taux de change, a connu de grands succès, comme en témoignent les faits stylisés de notre étude :

- Une réduction marquée du taux d'inflation au début de la stabilisation, malgré une convergence graduelle vers les niveaux faibles, notamment celui de l'Union Européenne dans la plupart des cas. Cette convergence est plus rapide et plus durable que celle observée dans les pays latino-américains, mais plus lente par rapport à l'épisode hyperinflationniste allemand, observé dans les années 1920.
- Une détérioration progressive de la balance commerciale et des comptes courants, qui n'est pas été suivie par des crises financières, grâce au basculement progressif vers la flexibilité du régime de change (Pologne, République Tchèque, Slovaquie) ou à des indicateurs macroéconomiques solides et stables, capables de résister aux chocs structurels malgré le maintien du régime de change fixe (Estonie, Lettonie, Lituanie, Croatie, Macédoine).

- Une discipline budgétaire exemplaire et une indépendance grandissante de la Banque centrale : les déficits publics sont réduits grâce aux réformes fiscales radicales et sont de moins en moins financés par l'émission monétaire.

2.4 Les coûts de la désinflation et le « *Déjeuner Gratuit* » des stabilisations par le change

La désinflation a été finalement atteinte au début du nouveau millénaire, avec le taux d'inflation descendant en dessous de la barre de 10% dans la plupart des pays latino-américains et en transition d'Europe centrale et orientale. La lenteur de la désinflation dans les deux régions et surtout, son impact sur l'activité économique, ont ainsi attiré beaucoup d'attention des observateurs. La littérature a longtemps considéré que « *lorsque les économies réduisent leur taux d'inflation, la plupart souffrent toujours d'une période de chômage élevé et de faible production* » (Mankiw, 2004, page 523). Dornbusch et Fisher (1993) ont estimé que la lutte contre l'inflation est coûteuse à court terme, du moins pour une réduction des taux modérés d'inflation. Cette thèse de l'existence des coûts de la désinflation trouve son origine dans l'arbitrage entre inflation et croissance, issue de la courbe de Phillips, et a été largement étudiée et défendue pour les pays industrialisés notamment par Ball (1994, 1999), Mankiw et Reis (2002), Zhang (2001, 2005) ou encore Boschen et Weiss (2001).

Au contraire, l'observation des caractéristiques, issues des stabilisations basées sur le ciblage du change dans les pays en développement d'Amérique latine ou en transition, a abouti à un résultat étonnant et défie ainsi la convention macroéconomique concernant l'existence des coûts de la désinflation. En effet, les stabilisations apparaissent « *indolores* » pour la croissance de l'activité, un « *Déjeuner Gratuit* », même lorsqu'il s'agit d'une réduction d'un taux d'inflation modéré selon les termes de Hofstetter (2004). Qu'il s'agisse d'enrayer l'hyperinflation ou l'inflation chronique, les stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change n'ont pas provoqué de récessions profondes. Les modèles de Rodriguez (1982), de Kiguel et Liviatan (1992), ainsi que celui de Calvo et Végh (1993, 1994) ont ainsi mis en évidence un sixième « fait stylisé » et montré que les programmes latino-américains de stabilisation pilotée par le change entraînent une expansion initiale soutenue, suivie progressivement par une récession. En revanche, les stabilisations pilotées par le ciblage des agrégats monétaires entraînent une récession initiale de la production. Le phénomène « *boom-récession* » latino-américain, n'a pas eu lieu en Europe centrale et orientale. En fait, la plupart des épisodes de désinflation dans les pays en transition ont été marqués par une croissance négative de la production au début de la stabilisation, expliquée principalement par l'effondrement de la production due à la transformation du système économique et social, suivie par une reprise solide de l'activité

lorsque l'inflation élevée a été jugulée et la libéralisation commençait à porter ses fruits, en provoquant des effets favorables sur l'activité économique. .

Comment expliquer alors le phénomène « *boom-récession* » observé dans les épisodes de stabilisation par le change ? Rodriguez (1982) a été le premier auteur à réfléchir sur les résultats des programmes orthodoxes en Amérique du Sud dans les années 1970, mettant l'accent sur le rôle de la rigidité de l'inflation et l'hypothèse des anticipations adaptatives. Selon cette hypothèse, sous un régime de parfaite mobilité du capital, une réduction du taux de dévaluation conduira à une baisse du taux d'intérêt nominal. L'inflation étant rigide, cette réduction va entraîner en même temps une baisse du taux d'intérêt réel, qui à son tour, va permettre une expansion de l'activité économique. Calvo et Végh (1993) ont également tenté d'expliquer le phénomène « *boom-récession* » des programmes de stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change en mettant en avant les effets de l'absence de crédibilité d'une politique de désinflation. Selon les auteurs, le cycle « *boom-récession* » a été particulièrement marqué lorsque le degré de crédibilité d'un programme de stabilisation est faible, c'est-à-dire lorsqu'il est perçu comme seulement temporaire. Les agents tentent de tirer avantage des prix des biens échangeables temporairement bas, en substituant « *intertemporellement* » leur consommation et en augmentant leurs dépenses au début des épisodes de stabilisations par le change.

D'autres éléments peuvent jouer un rôle dans l'explication du phénomène « *boom-récession* » observé dans les pays latino-américains. De Gregorio et al. (1998) ont souligné que les effets réels d'un programme de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change sont particulièrement évidents et peuvent être considérables en présence des biens durables. La baisse de l'inflation, grâce à la politique crédible de réduction du taux de dévaluation, conduit à une hausse du revenu réel, qui à son tour, incite les agents privés à anticiper leurs achats de biens durables. Une autre manière d'interpréter l'effet richesse sur la décision de consommation des ménages est de mettre en avant le rôle de la politique fiscale d'accompagnement durant l'épisode de stabilisation. Le modèle de Helpman et Razin (1987) a permis de conclure que les effets réels d'une politique de change n'est possible que lorsque le gouvernement poursuit, de façon rigoureuse et permanente, les réformes fiscales. Ainsi, en présence des politiques budgétaires restrictives d'accompagnement, une politique de stabilisation basée sur l'ancrage nominal par le change conduira à une redistribution de la richesse intergénérationnelle et à une substitution intergénérationnelle de consommation. La génération, vivante à la date du lancement du programme de stabilisation augmentera ses dépenses et en anticipant des hausses fiscales dans le futur, augmentera ses dépenses, alors que les générations futures devront faire face à des obligations d'impôts constantes, influençant ainsi leur décision de consommer.

D'autres auteurs ont mis l'attention particulière sur le côté de l'offre, notamment Roldos (1995) qui a permis de prendre en compte l'impact de l'accumulation du capital et la réallocation

des facteurs de production dans l'explication de l'expansion de l'activité au début des épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal. Cependant, les modèles d'offre ne fournissent pas d'arguments pour justifier la phase récessionniste des épisodes de stabilisation observée en Amérique latine. Rebelo et Végh (1995) ou d'Agénor et Pazzati (2005) ont tenté de corriger cette lacune en soulignant l'importance des facteurs d'offre, notamment le rôle des salaires réels, l'arbitrage travail-loisir et l'accumulation du capital, dans l'explication du cycle « *boom-récession* » des stabilisations pilotées par le change en Amérique latine.

De leur côté, Bruno et Easterly (1995), Easterly (1996), Eichenique et Forteza (1997), Hamann (2001) et Hamann, Arias et Zhang (2005) ont même réfuté catégoriquement l'existence de ce qu'ils appellent le « *syndrome* » des programmes de stabilisation par le change : le cycle « *boom-récession* ». En fait, les stabilisations sont plutôt expansionnistes, quel que soit l'ancrage nominal choisi. Il n'y a pas de mécanisme clair permettant d'expliquer l'expansion économique au lancement de la désinflation, et les récessions tardives surgissant lors des périodes post-stabilisatrices. Bruno et Easterly (1995) ont suggéré ainsi que la réduction du taux d'inflation en dessous de 40% expliquerait l'expansion de l'activité. Le taux de croissance du produit par habitant est positif lorsque le taux d'inflation se trouve dans une échelle allant de 0 à 30%, le plus élevé étant enregistré lorsque le taux d'inflation moyen se situe entre 0 à 5%. En revanche, avec des taux d'inflation supérieurs à 30%, le taux de croissance du PIB deviendra négatif et égal à environ -7% pour les taux d'inflation égaux ou supérieurs à 1000%.

Les réactions divergentes de l'activité aux politiques de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine et en Europe centrale et orientale, nous conduisent à nous interroger sur les « vrais » coûts à payer, en termes de croissance du PIB, afin d'obtenir une réduction d'un point de l'inflation dans ces deux régions. Les stabilisations sont-elles coûteuses pour l'activité économique ? Quel est l'impact de l'ancrage nominal du taux de change sur la croissance économique ? Comment les coûts de désinflation devraient-ils être calculés ? La littérature propose un instrument intéressant permettant de mesurer les coûts réels d'une baisse permanente de l'inflation : le **ratio de sacrifice**. Il est généralement défini comme les pertes cumulées en croissance, exprimées en pourcentage du produit intérieur brut réel, liées à une réduction permanente du taux d'inflation de un point. Son analyse est particulièrement intéressante, voire importante pour la Banque Centrale comme pour les autorités publiques, dans la mesure où elle devrait permettre d'apporter des éléments de réponse à la question : comment réduire le taux d'inflation le plus efficacement possible et de la manière la moins coûteuse possible ?

L'estimation des ratios de sacrifice repose sur trois méthodologies différentes, qui ont fait émerger des résultats parfois divergents dans de multiples études pour les pays industrialisés. La première approche de ratios de sacrifice est proposée par Okun (1978) et se fonde sur une

estimation directe de la courbe de Phillips, c'est-à-dire de la relation entre le produit et le taux d'inflation. Deux critiques sont généralement adressées à cette méthode, notamment par Ball (1994). Tout d'abord, elle suppose que l'arbitrage « *inflation-croissance* » est identique entre les phases de désinflation et d'accélération de l'inflation. Deuxièmement, elle repose sur l'hypothèse implicite que la lutte contre l'inflation a été constante au cours de la période d'étude.

La deuxième approche, initiée par Ball (1994) et améliorée par Zhang (2001), tente de corriger ces limites en proposant d'identifier les épisodes de désinflation et de calculer le ratio de sacrifice spécifique pour chacun d'eux. Le ratio de sacrifice d'un épisode est alors défini comme le rapport de la variation totale de la perte en croissance à la variation de l'inflation tendancielle sur la durée de cet épisode. La perte en croissance est égale à la somme cumulée, sur l'ensemble de l'épisode, de la différence entre la croissance actuelle et son niveau potentiel. La détermination de la croissance potentielle spécifique à chaque épisode constitue une première limite de cette approche dans la mesure où elle diffère d'un auteur à l'autre. En effet, le produit potentiel pourrait être assimilé au filtre d'Hodrick-Prescott de la série du produit effectif en niveau. Pour Ball (1994), il est égal au produit actuel au début et une année après la fin de l'épisode de désinflation et croît de façon *log-linéaire* entre les deux dates. Zhang (2001), quant à lui, a mis l'accent sur la non prise en compte des effets persistants de la politique monétaire par Ball (1994). Il propose alors une nouvelle méthode de calcul du produit potentiel, en retirant l'hypothèse du retour du produit effectif à son niveau potentiel une année après la fin de la désinflation, et en projetant « son » produit potentiel à celui obtenu à partir du filtre d'Hodrick-Prescott. Les ratios de sacrifice devraient être, selon lui, plus importants que ceux obtenus à partir de la méthode standard de Ball (1994).

Une autre critique à cette méthode traditionnelle de calcul est son attribution à la seule politique monétaire de toutes les variations de l'inflation et de la production au cours des épisodes de désinflation. Il ne suffit pas, pour calculer les ratios de sacrifice, de mettre en relation les deux agrégats lors de baisses simultanées. De multiples facteurs, pas uniquement d'ordre monétaire, interviennent dans la détermination de leurs fluctuations (chocs d'offre, chocs de demande de monnaie, choc budgétaire, etc.). L'estimation du ratio de sacrifice peut de ce fait être biaisée et ne pas retracer uniquement l'impact d'une politique de désinflation. C'est pourquoi Cecchetti (1994) puis Cecchetti et Rich (1999, 2001) proposent alors une troisième approche visant à estimer les ratios de sacrifice à partir d'un modèle Vectoriel Auto-Régressif (VAR) structurel. Selon eux, la décomposition entre le choc exogène de politique monétaire et la réaction endogène des autorités apparaît alors comme nécessaire pour évaluer correctement les effets d'une politique de désinflation sur l'activité économique réelle, et donner une mesure exacte du ratio de sacrifice. La distinction des différents chocs structurels permet alors de calculer le ratio de sacrifice à partir des fonctions de réponse du produit et de l'inflation variables

dans le temps. L'identification des chocs de politique de désinflation est particulièrement intéressante pour notre travail, dans la mesure où l'on pourrait estimer des coûts de désinflation selon les différentes stratégies d'ancrage nominal, sur le taux de change ou sur la monnaie. Toutefois, les résultats de cette approche économétrique dépendent fortement du nombre d'observations et surtout des spécifications du modèle VAR. L'estimation du ratio de sacrifice peut être biaisée par le nombre limité d'observations des séries temporelles du modèle, comme dans le cas de notre étude sur l'Amérique latine. Le biais peut également venir du nombre de variables choisi pour la modélisation, compte tenu du fait que le ratio de sacrifice est fonction de l'horizon temporel à partir duquel on choisit de contraindre la politique de désinflation à rester neutre.

La littérature a été très abondante concernant l'estimation des coûts de désinflation dans les pays industrialisés. Ball (1994) et Zhang (2001, 2005), en utilisant leurs méthodes de calculs ad hoc, ont obtenu des ratios de sacrifice variant entre 1 à 10 pour les principaux pays de l'OCDE, impliquant l'existence des coûts plus ou moins importants des désinflations. Cecchetti et Rich (2001), en estimant des fonctions de réponse aux chocs de politique monétaire à l'horizon de cinq ans, ont conclu que les ratios estimés étaient très sensibles au modèle retenu, variant de 1% à environ 10% aux Etats-Unis selon le modèle VAR à deux, trois ou quatre variables. Inspirés des travaux de Cecchetti (1994) et en recourant à un modèle à deux variables couvrant la période 1962-1997, Boone et Mojon (1998) ont obtenu un ratio de sacrifice moyen égal à 1.5 pour la France, l'Allemagne, l'Italie et le Royaume Uni. Durand et al. (2005) ont conclu à la faiblesse des coûts de la désinflation pour l'ensemble des pays de la zone euro dont le ratio de sacrifice moyen s'élève seulement à 0.56. La même conclusion a été faite par Garatti (2005) lors de son analyse multivariée des ratios de sacrifice des pays européens et des Etats-Unis, et par Corbo et al. (2001) et Leitimo et al. (2003) pour le Canada, le Pays Bas, la Norvège, la Suède, la Suisse et le Royaume Uni.

Pour les pays émergents d'Amérique latine ou d'Europe centrale et orientale, il existe peu de travaux sur les coûts chiffrés de la désinflation et les ratios de sacrifice, compte tenu de l'indisponibilité des séries temporelles suffisamment longues et la fiabilité des sources des données. Pour corriger cette lacune, nous avons tenté d'estimer les ratios de sacrifice pour les principaux pays des deux régions à partir des méthodes ad hoc, initiées par Ball (1994), et à l'aide d'une représentation VAR structurel, avec les données annuelles disponibles fournies par la base des données du Fonds Monétaire International (*International Financial Statistics – IFS 2007*), de la Banque Mondiale (*World Development Data – WDI 2007*) ou encore de la Banque Européenne pour la Reconstruction et le Développement (*Rapport de Transition – BERD 2007*). L'existence des données annuelles seulement à partir des années 1990 dans la plupart des pays en transition rend encore plus difficile le travail sur la modélisation VAR et nous conduit à faire une

estimation VAR structurel en panel. Malgré leur fragilité, compte tenu du nombre limité d'observations et leur hétérogénéité, les premiers résultats empiriques, obtenus à partir des deux méthodes d'estimation, classique et économétrique, convergent pour confirmer la faiblesse, voire l'absence totale, des coûts de la désinflation, quelle que soit la zone géographique, et surtout quel que soit l'ancrage nominal. Les ratios de sacrifice sont souvent proches de zéro, alors que dans certains pays, leur signe a été même négatif, impliquant l'existence de gains en matière de croissance économique en réponse à la désinflation. En Europe centrale et orientale, l'ancrage nominal du taux de change est efficace en régime de change fixe, moins en régime de change flexible pour réduire rapidement le taux d'inflation, alors que les coûts de la désinflation, en termes de baisse de production, sont plus importants en régime de change fixe. Dans les pays, ayant recouru à plusieurs stratégies de change et d'ancrage nominal, comme la plupart des pays latino-américains et les pays de l'ancienne Union Soviétique, l'ancrage nominal du taux de change est inefficace pour réduire le taux d'inflation et provoque même des effets récessionnistes importants pendant les phases stabilisatrices.

La comparaison des ratios de sacrifice avec les pays industrialisés paraît impossible et inutile à nos yeux, dans la mesure où les économies latino-américaines ou en transition d'Europe centrale et orientale ont été confrontées à des épisodes d'inflation beaucoup plus profonds et plus sévères, alors que les estimations des pays industrialisés n'ont été basées que sur des périodes où les taux d'inflation sont considérés comme modérés. Cependant, il est toujours intéressants de regarder les effets induits par une politique de désinflation sur la production dans ces pays et de survoler la littérature sur le rôle des coûts, en termes de production, dans le choix entre le taux de change et la masse monétaire comme ancrage nominal d'une désinflation. La faiblesse des coûts calculés et surtout leur hétérogénéité, selon le pays et selon la méthode d'estimation, rendent difficile la comparaison entre les pays, entre les deux régions, l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale, et entre les deux stratégies d'ancrage nominal, le taux de change et la monnaie. La fixité du change n'apparaît pas comme le facteur capable d'influencer, de façon significative, l'évolution de la croissance du PIB durant les périodes de désinflation, et par conséquent les coûts de la désinflation. A nos yeux, les ratios de sacrifice ne peuvent que jouer un rôle limité, voire aucun, dans le choix d'ancrage nominal, alors que paradoxalement, les coûts liés à la présence du cycle « *boom-récession* » pourraient constituer, pour la littérature, l'un des déterminants essentiels de la « victoire » du taux de change sur la monnaie dans le débat « *récession maintenant versus récession plus tard* ». En d'autres termes, le cycle « *boom-récession* » peut exister (surtout en Amérique latine), mais il n'y a pas de supports empiriques évidents et suffisamment fiables pour justifier le rôle des ratios de sacrifice dans l'arbitrage taux de change-monnaie comme instrument désinflationniste en Amérique latine et en Europe centrale et orientale.

3 La structure générale de la thèse

Pour obtenir ces conclusions, nous présentons, à travers de cette thèse, une analyse et une estimation des coûts de la désinflation, en termes de production, dans les pays ayant privilégié l'ancrage nominal du taux de change, et que sont les économies en développement d'Amérique latine et en transition d'Europe centrale et orientale.

La première partie sera centrée sur une approche factuelle des fluctuations des principaux indicateurs macroéconomiques durant les épisodes de stabilisation basés sur l'ancrage nominal du taux de change. **Les deux premiers chapitres** dresseront un bilan des différentes stabilisations, en Amérique latine et en Europe centrale et orientale, et souligneront l'impact divergent de la fixité du taux de change dans l'éradication de l'inflation chronique ou de l'hyperinflation, ainsi que dans le bon fonctionnement du système économique dans les deux régions. Ils mettront surtout en évidence le succès ou l'échec d'une telle stratégie de désinflation, qui ne dépend pas seulement de l'action sur l'évolution du taux de change nominal, mais d'autres facteurs comme la situation budgétaire et des comptes courants, ainsi que de la crédibilité des engagements des autorités de politique économique. La mise en place des réformes fiscales structurelles rigoureuses permet non seulement d'assurer une désinflation rapide et de résister aux crises financières, mais également de limiter l'impact récessif de la désinflation sur la croissance économique. Les belles performances, divergentes cependant, de la croissance de l'Amérique latine et de l'Europe centrale et orientale pendant les années stabilisatrices nous conduisent à nous interroger sur les vrais coûts de la désinflation dans les deux régions et sur le rôle joué par l'ancrage nominal du taux de change. **Le troisième chapitre** proposera alors une première mesure chiffrée des coûts de la désinflation, le ratio de sacrifice, pour les pays fortement inflationnistes d'Amérique latine et d'Europe centrale et orientale. L'estimation sera inspirée de la méthode simple, descriptive de Ball (1994), basée sur les variations de l'inflation et de la production durant un épisode de désinflation. Si la faiblesse des coûts de la désinflation est observée dans l'ensemble des pays étudiés, il apparaît comme difficile, à la fin de cette première partie, d'établir un impact évident, sur la production, du choix de l'ancrage nominal du taux de change ou de la monnaie.

En calculant les pertes en production suite à une réduction permanente du taux d'inflation, la méthode traditionnelle attribue à la seule politique monétaire toutes les variations de l'inflation et de la production au cours des épisodes de désinflation. Il convient de distinguer les fluctuations de la production et de l'inflation en réponse aux chocs de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ou de la masse monétaire. **La deuxième partie** de cette thèse se consacre alors à l'analyse multivariée des coûts de la désinflation. **Le quatrième chapitre**, présentera, dans un cadre théorique, les modèles de type « *impulsion-propagation* » permettant

d'expliquer l'évolution de la croissance et du taux d'inflation suite à l'application d'une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Des modèles théoriques explicatifs, nous essayerons d'établir, sur un plan empirique, une évaluation du rôle du taux de change et de la monnaie dans les fluctuations économiques en Amérique latine et en Europe centrale et orientale. **Le cinquième chapitre** révélera la faiblesse des coûts de la désinflation dans 12 pays d'Amérique latine fortement inflationnistes à partir de la méthodologie VAR structurel, tout en soulignant le manque de robustesse des résultats, compte tenu des limites de cette méthode liées à la spécification du modèle et au nombre insuffisant d'observations. Le recours aux données de panel dans **le sixième chapitre** permettrait d'améliorer les lacunes d'une modélisation VAR en séries temporelles. Il confirmera que, quelle que soit la zone géographique ou la nature du régime de change, les ratios de sacrifice estimés sont faibles. Mais le signe positif de la plupart des ratios implique la présence de certains coûts, en termes de production, provoqués par une désinflation pour un panel de 20 pays en transition. L'ancrage nominal du taux de change est efficace en régime de change fixe pour réduire rapidement le taux d'inflation, tout en provoquant des coûts de désinflation, en termes de baisse de production, plus importants. En revanche, dans les pays ayant recouru à plusieurs stratégies de change et d'ancrage nominal comme l'Amérique latine, l'ancrage nominal du taux de change est inefficace pour réduire le taux d'inflation, alors qu'il provoque même des effets récessionnistes importants pendant les années post-stabilisatrices.

Partie I : Une approche
descriptive des coûts réels des
programmes de stabilisation de
l'inflation

1 L'échec de l'ancrage nominal du taux de change : une analyse factuelle des pays d'Amérique latine

Introduction

La lutte contre l'inflation demeure un défi essentiel de la politique macroéconomique. Elle est devenue primordiale pour les pays en développement d'Amérique latine tout au long de la deuxième moitié du 20^e siècle. Si son intensité est moins importante que celle observée lors de l'épisode hyperinflationniste allemand au lendemain de la Première Guerre Mondiale, l'inflation, voire l'hyperinflation, s'est installée confortablement et durablement pendant plusieurs années dans la plupart des principaux pays latino-américains. Ce phénomène, appelé par Pazos (1972) comme *l'inflation chronique* y a été particulièrement sévère, et la stabilité des prix n'a pas été rétablie du jour au lendemain. Ce phénomène apparaît en Argentine, au Brésil, au Chili et en Uruguay dans les années 1960; au Mexique, au Pérou au début des années 1970 et a gagné l'ensemble des pays sud-américains au cours des années 1980. Les taux d'inflation annuels nationaux ont dépassé souvent la seuil de 40%, qualifié de « *crise d'inflation* » par Easterly (1996), en atteignant parfois plus de 1000% par an (7781.7% au Pérou en 1990, 3079.8% en Argentine en 1989, 2947.7% au Brésil en 1990), voire plus de 10000% (11749.6% en Bolivie en 1985, 10205% au Nicaragua en 1988).

Pour résorber ces fortes pressions inflationnistes, pendant les quatre dernières décennies du 20^e siècle, les autorités monétaires latino-américaines se sont engagées dans de nombreuses tentatives de stabilisation, en recourant à deux stratégies alternatives : soit par une restriction de la masse monétaire, soit par la stabilité de l'évolution du taux de change nominal. Si la monnaie a été souvent l'instrument désinflationniste privilégié des autorités des pays industrialisés (certes, leur taux d'inflation n'étant pas comparable à celui observé dans les pays latino-américains), le taux de change est devenu, au fil du temps, l'ancre nominale dominante de la stabilisation en Amérique latine, ouvrant la voie à une panoplie de régimes de change à partir des années 1970.

Cependant, bien que l'ancrage nominal apparaisse comme un instrument séduisant et efficace de lutte contre l'inflation chronique, les résultats de cette stratégie ont laissé un sentiment de perplexité à nombre d'observateurs. Certes, le taux d'inflation latino-américain a été réduit

rapidement dès l'application d'un programme de désinflation basée sur le ciblage du taux de change. Mais l'impact reste transitoire et le mouvement haussier ne tarde pas de réapparaître dans la plupart des cas. Même avec des programmes salués comme efficaces en matière de réduction du taux d'inflation des années 1990, le retour vers des niveaux plus modérés reste graduel. Cette persistance de l'inflation à des niveaux élevés, malgré de nombreux programmes de stabilisation mis en place, constitue alors un formidable énigme aux yeux des économistes. Pour certains, elle peut s'expliquer par un système d'indexation salariale particulièrement rigide dans les pays latino-américains et par une dévalorisation exceptionnelle de la monnaie locale. Mais tous s'accordent à dire que la raison principale des échecs de l'ancrage nominal du taux de change réside dans l'absence de crédibilité des stabilisations engagées par les décideurs de politique économique, accentuée par un contexte budgétaire et de comptes courants défavorable.

L'autre résultat, plus énigmatique encore, concerne l'impact des stabilisations pilotées par le taux de change sur la sphère réelle de l'économie. Le ciblage par le taux de change a provoqué ce que la littérature appelle le cycle « *boom-récession* » de l'activité économique en Amérique latine, alors que la théorie conventionnelle préconisait une contraction comme résultat immédiat d'une désinflation. Contrairement à l'impact d'un programme de désinflation par la monnaie, une récession initiale suivie d'une expansion, les coûts récessifs sont « reportés » lors de l'application du ciblage du change. Ainsi, choisir entre deux ancrages nominaux impliquait d'arbitrer le « quand » supporter les coûts de la désinflation. Cette idée a donné lieu aux vifs débats concernant l'hypothèse « *récession maintenant versus récession plus tard* » et ce qu'on appelle le « *syndrome* » des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change.

La troisième énigme est le fait que la plupart des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal en Amérique latine se sont soldés par une crise financière. Les crises de la dette des années 1980 et les crises de la balance des paiements des années 1990 apparaissent comme les conséquences directes de l'insoutenabilité d'un taux de change réel surévalué et de comptes courants excessivement déficitaires. Ceci apparaît alors comme le résultat attendu du choix de l'ancrage nominal par le change qui a limité la marge de manœuvre des autorités monétaires, surtout lorsque l'économie était confrontée à des chocs conjoncturels.

A travers ce chapitre, nous allons établir un bilan des stabilisations pour mieux comprendre le rôle mitigé et inachevé du taux de change comme ancre nominale de la désinflation en Amérique latine. La section 1 présentera les différents épisodes de stabilisation dans les pays fortement inflationnistes, ainsi que l'évolution du choix de l'ancrage nominal et des régimes de change depuis 1960. La section 2 analysera les leçons tirées des stabilisations basées sur le ciblage du taux de change tout en les comparant avec celles issues des programmes basés sur la restriction monétaire. Enfin, la section 3 reprendra les expériences de stabilisation pilotée par le change les plus connus en Amérique latine et mettra en évidence les similitudes quant à leurs issues.

1.1 La désinflation en Amérique latine

L'inflation élevée et persistante était l'une des traits macroéconomiques marquants des économies en développement, surtout en Amérique latine depuis les années 1950. Ce phénomène, qualifié d'inflation chronique par Pazos (1972) a duré plus de quarante ans durant lesquels les pays affectés se sont engagés, à maintes reprises, à des tentatives de stabilisation. Dans cette première section, nous présentons brièvement un historique de l'évolution de l'inflation de 18 principaux pays latino-américains durant la période 1960-2006. Les pays étudiés sont : l'Argentine, la Bolivie, le Brésil, le Chili, la Colombie, le Costa Rica, la République Dominicaine, le Salvador, l'Equateur, le Guatemala, le Honduras, le Mexique, le Nicaragua, le Paraguay, le Panama, le Pérou, l'Uruguay et le Vénézuëla. Nous nous intéressons ensuite aux désinflations dans les pays fortement inflationnistes, ainsi qu'aux instruments d'ancrage nominal utilisés tout au long de ces périodes.

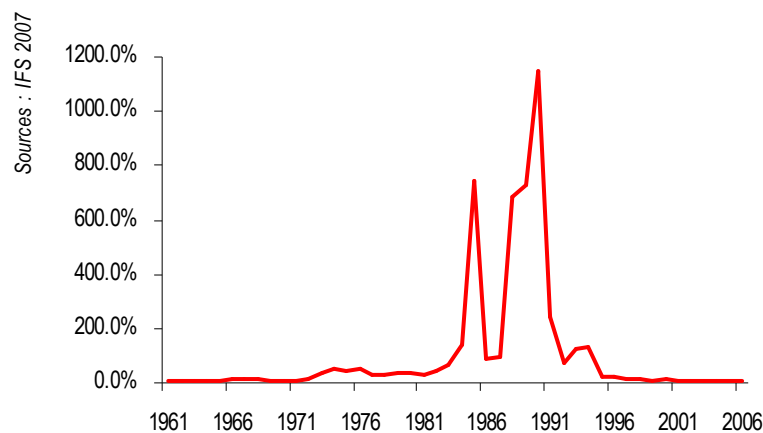
1.1.1 L'historique de l'inflation

Pendant longtemps déjà, l'indiscipline macroéconomique et le dérapage inflationniste étaient deux des plus sérieux problèmes économiques en Amérique latine. Tout au long des années 1970, l'inflation annuelle des 18 principaux pays de la région s'élève à un niveau exceptionnel, environ 32% en moyenne. De 1980 à 1992, dans un climat macroéconomique tendu, voire chaotique, le taux d'inflation a même dépassé les 300% par an. Le **graphique 1.1** montre que le pic a été atteint en 1990 lorsque la moitié des nations connaissaient des taux d'inflation supérieurs à 50%. Quatre pays ont atteint une inflation supérieure à 1000%, voire 10000% par an durant la période 1961-2006 : le Nicaragua (à 10205% en 1988), la Bolivie (à 11749.6% en 1985), le Brésil (2947% en 1990), le Pérou (7481.7% en 1990). Le Chili, le Mexique et l'Uruguay ont enregistré un pic d'inflation à 504.7%, 131.8% et 125.3% par an respectivement en 1974, 1987 et 1990. Le pic ne dépasse pas la barre des 100% au Costa Rica (se situant à 90.1% en 1982), en Equateur (à 96.1% en 2000). Seuls la Colombie, le Salvador, le Guatemala, le Honduras, le Panama et l'Uruguay ont réussi à maîtriser leur évolution d'inflation, le niveau maximal ne dépassant jamais la barre des 40%¹³.

Au milieu des années 1990, l'Amérique latine semble être entrée dans une nouvelle ère. La plupart des pays latino-américains ont été capables de contenir les pressions inflationnistes qui menacent constamment la région. Depuis 1997, pour la première fois depuis le début des années

¹³ Le Guatemala a atteint exceptionnellement, en 1990, un taux supérieur à 40%, à 41.2% pour redescendre immédiatement en 1991 à 33.2%. De même pour le Honduras en 1997, où le taux d'inflation augmente à 48.8% puis immédiatement à 13.7% en 1998. Sources : *International Financial Statistics IFS 2007*, Fonds Monétaire International.

1970, l'inflation moyenne est descendue en dessous du seuil des 15%. En 2002, trois pays, donc l'Argentine, l'Uruguay et le Venezuela, ont subi de crises économiques et politiques de grande ampleur. Cependant, leur taux d'inflation à la fin de cette année n'a pas atteint des sommets comme on avait pu l'observer dans les décennies précédentes. L'Argentine a enregistré un taux d'inflation avoisinant les 25.9%, alors que l'Uruguay a terminé l'année avec une inflation à 14%. Quant au Venezuela, son taux d'inflation s'est établi à 22.4% et reste encore à des niveaux proches de 15% en 2005-2006. Les autres économies de la région ont connu une inflation de 5-6% en moyenne. L'inflation est maîtrisée mais reste cependant un danger permanent pour les économies latino-américaines.



Graphique 1.1 : *L'inflation annuelle moyenne en Amérique latine (1961-2006)*

Pour lutter contre la dérive inflationniste, les pays d'Amérique latine ont suivi des trajectoires de stabilité différentes, soit par l'ancrage nominal par la monnaie, soit par le change. Afin d'étudier les résultats des différentes stratégies anti-inflationnistes, une identification des épisodes de stabilisation constitue une étape importante tant il existe une multitude de programmes de réduction de l'inflation mis en place depuis le début des années 1960.

1.1.2 La stabilisation

Identifier un épisode de désinflation constitue une tâche difficile pour les économistes. Il pourrait consister à retracer une revue historique des pays ayant connu des périodes d'inflation élevée et sélectionner en effet les périodes dans lesquelles, les gouvernements ont mis en place un programme de stabilisation. Cependant, cette méthode de sélection risque de ne pas prendre en compte les épisodes dans lesquels un programme est abandonné rapidement après son

application, ou ceux qui ne sont pas considérés comme des tentatives sérieuses de la lutte contre l'inflation. De plus, il est possible que la date de lancement ou de suppression d'un tel programme ne soit pas clairement identifiable. Dans certains cas, l'inflation peut être réduite avec succès après l'application de plusieurs programmes successifs, le choix du « *timing* » des épisodes de désinflation pouvant être alors parfois très arbitraire.

Une autre manière de sélection est de se baser sur les travaux existants documentant les programmes de stabilisation dans les pays à forte inflation initiée par Calvo et Végh (1994). Cependant, cette méthode risque de centrer principalement sur les épisodes de stabilisation les plus marquants et de ne pas nous présenter une étude complète de la totalité des épisodes, y compris ceux qui restent inconnus aux yeux du public. Ainsi, Ball (1994), Easterly (1996) puis Hamann (2001) sont amenés à établir des règles de sélection d'un épisode de désinflation suivant l'évolution de l'inflation. Ces règles, bien qu'elles soient relativement subjectives, permettent de simplifier la tâche d'identification et de compléter les épisodes omis par la littérature.

1.1.2.1 Les épisodes de désinflation

Deux approches permettent ainsi d'identifier un épisode de désinflation : l'approche, dite « *épistodique* », proposée par Calvo et Végh (1994) et l'approche, appelée « *mécanique* », proposée par Ball (1994), Easterly (1996) et Hamann (2001).

1.1.2.1.1 L'approche « *épistodique* » de sélection d'un épisode de désinflation

La méthode « *épistodique* », proposée par Calvo et Végh (1994), consiste à sélectionner les épisodes dans lesquels, les programmes de stabilisation dans les pays non développés sont les plus connus, en ayant reçu le plus d'attention de la part des chercheurs économiques. Sur la période de 1960-1994, les auteurs ont trouvé 17 programmes de stabilisation, dont 16 programmes ont été observés en Amérique latine (colonne 2, **tableau 1.1**)¹⁴. Parmi les programmes cités par les auteurs, on trouve notamment les célèbres programmes « *tablitas* » lancés en 1978 en Argentine, au Chili et en Uruguay, le *Plan Austral* de 1985 en Argentine, le *Plan Cruzado* de 1986 au Brésil, le *Pacte de Solidarité* en 1987 au Mexique, le Plan de 1990 en Uruguay et le *Plan de Convertibilité* de l'Argentine en 1991. Cependant, l'approche de Calvo et Végh (1994) reste incomplète en omettant le plus souvent de prendre en compte les épisodes pour lesquels les programmes n'ont pas retenu l'attention du public.

¹⁴ Le 17e épisode identifié est l'épisode israélien de 1986.

1.1.2.1.2 L'approche « *mécanique* » de sélection d'un épisode de désinflation

La littérature économique propose une autre approche de sélection des épisodes de désinflation, l'approche « *mécanique* », qui consiste à sélectionner les épisodes selon le l'évolution de l'inflation. Trois méthodes méritent d'être présentées : la méthode de Ball (1994), les critères d'Easterly (1996) et les critères de Hamann (2001).

1.1.2.1.2.1 La méthode de Ball (1994) et « *l'inflation tendancielle* »

La méthode d'identification de Ball (1994) consiste à identifier un épisode de désinflation à partir d'une série d'inflation tendancielle. Selon Ball (1994), *l'inflation tendancielle* au trimestre t est définie comme la moyenne mobile des taux d'inflation des neuf trimestres précédant et suivant la date t , c'est-à-dire la moyenne des taux d'inflation de $t-4$ à $t+4$. Une fois la série d'inflation tendancielle déterminée, Ball (1994) propose d'identifier les « *pics* » (« *peaks* ») ou les « *creux* » (« *troughs* ») du trend de l'inflation :

- Un *pic d'inflation* correspond au niveau d'inflation maximal par rapport aux quatre trimestres précédents ($t-4$) et aux quatre trimestres suivants ($t+4$).
- Un *creux d'inflation* est le niveau d'inflation minimal par rapport au trimestres allant de $t-4$ à $t+4$.

Ainsi, un *épisode de désinflation* est une période qui débute avec un *pic* et termine avec un *creux*. Cette règle de calcul s'applique souvent pour calculer les coûts de la désinflation avec les données trimestrielles du Produit Intérieur Brut. Dans les pays où seules les séries PIB annuelles sont disponibles, comme le cas des pays latino-américains, Ball (1994) propose une autre définition d'un épisode de désinflation :

- L'inflation tendancielle de l'année t est définie comme la moyenne des taux d'inflation des quatre trimestres de cette année t , des deux derniers trimestres de l'année $t-1$ et des deux premiers trimestres de l'année $t+1$.
- Le *pic* (respectivement le *creux*) correspond au niveau d'inflation supérieur (respectivement inférieur) par rapport aux taux d'inflation observés en $t-1$ et $t+1$.

On remarque que la méthode de Ball (1994) a été largement utilisée pour identifier les épisodes de désinflation dans les pays industrialisés où l'inflation est souvent considérée comme modérée, voire faible. Le niveau maximal (« le *pic* ») étant fixé à 20%. Pour les économies latino-américaines marquées par leurs caractéristiques inflationnistes spécifiques, les taux d'inflation annuels dépassant parfois plus de 1000%, d'autres critères de sélection doivent être pris en compte.

1.1.2.1.2.2 La méthode d'Easterly (1996) et la « crise d'inflation »

Inspirés des travaux de Bruno et Easterly (1995), Easterly (1996) définit un épisode de désinflation ou stabilisation comme un mouvement de passage d'une période de « crise d'inflation » à une période de « non crise ». Une « crise d'inflation » est une période dans laquelle l'inflation demeure au-dessus des 40% pendant au moins deux années consécutives. Cet épisode fortement inflationniste s'achève lorsque l'inflation se trouve en dessous de 40% pendant au moins deux années consécutives, ce qu'on appelle une période de « non crise d'inflation ».

Le seuil minimum est fixé à 40% pour deux raisons principales selon Bruno et Easterly (1995). Tout d'abord, il est au dessus de l'intervalle dans lequel l'inflation est considérée comme « modérée » (entre 15%-30%) fixé par Dornbusch et Fischer (1993), ce qui permettrait de bien distinguer les périodes d'inflation élevée, modérée et les périodes à faible inflation. De plus, ce niveau de 40% se trouve dans un range où l'inflation a tendance à être volatile et sujette à de fortes accélérations.

La période minimum de deux années consécutives est utilisée pour éliminer les pointes transitoires d'inflation dues aux chocs de prix, tels que des changements des prix d'importation, des dévaluations ou encore des libéralisations de prix.

Pour identifier la date de début et de fin d'un épisode de stabilisation, Easterly (1996) définit l'année « pic » durant la « crise d'inflation » comme « l'année T » ou l'année de stabilisation, et l'année après le « pic » d'inflation comme la première année post-stabilisatrice (notée $T + 1$). La fin de la période stabilisatrice sera marquée par l'arrivée d'une nouvelle « crise d'inflation », c'est-à-dire lorsque l'inflation augmente une nouvelle fois au-dessus de 40%.

1.1.2.1.2.3 Les critères d'Hamann (2001)

Jugeant la méthode de sélection d'Easterly (1996) trop rigoureuse, Hamann (2001) a proposé, à son tour, trois critères alternatifs pour une étude sur 143 pays de 1960 à 1997. L'hypothèse de départ suppose qu'avant le lancement de la stabilisation, l'inflation demeure au niveau de 40% ou plus pendant au moins deux années consécutives. Ainsi :

- **Critère 1** : la stabilisation débute lorsque l'inflation descend au niveau en dessous de 40% à la première année, et se maintient en dessous de 40% pendant au moins une autre année.
- **Critère 2** : la stabilisation débute quand l'inflation est réduite d'au moins 25%, à la première année, et reste en dessous des niveaux pré-stabilisateurs pendant au moins une autre année.
- **Critère 3** : la stabilisation débute quand l'inflation est réduite d'au moins de 50% la

première année et demeure en dessous des niveaux pré-stabilisateurs pour encore au moins une autre année.

Ainsi, la première différence, avec les critères d'Easterly (1996), vient, tout d'abord, de la datation de la désinflation. Alors que pour Easterly (1996), une stabilisation aura lieu si l'inflation se trouve en dessous des 40% pendant au moins deux années consécutives, Hamann (2001) suppose le début d'une stabilisation lorsque l'inflation est inférieure à 40% à la première année et se maintient en dessous de 40% pendant encore au moins un an (*critère 1*).

Hamann (2001) se veut encore moins rigoureux et opte pour des critères plus souples. Selon lui, la raison pour laquelle la méthode d'Easterly (1996) et son *critère 1* ne permettent pas d'identifier un nombre plus important d'épisodes de stabilisation vient de l'imposition d'une réduction de l'inflation « *en dessous de 40%* » et donc de l'absence d'une réduction minimale imposée. Cependant, il se pourrait que dans certains cas, notamment des épisodes de désinflation peu significatifs où l'inflation soit descendue légèrement inférieure à 40%, soient pris en compte. C'est pourquoi, à la différence du *critère 1*, le *critère 2* n'impose pas un plafond d'inflation post-stabilisatrice, mais exige une réduction d'au moins 25% de l'inflation à la première année de stabilisation. Le *critère 3*, qui exige une réduction d'au moins 50% de l'inflation du niveau observé en année de stabilisation, se trouve alors plus restrictif que le *critère 2*, mais plus souple que le *critère 1*. Ainsi, le *critère 2*, jugé plus souple, a été utilisé par Hamann (2001) pour le reste de ses travaux.

1.1.2.1.3 La sélection des épisodes de stabilisation

Au total, les méthodes « *mécaniques* » de sélection des épisodes de désinflation proposées par Easterly (1996) et Hamann (2001) permettent de dégager respectivement 28 et 51 épisodes de désinflation pour 147 pays en développement de 1960 à 1997, avec 12 et 22 épisodes en Amérique latine. Si l'on utilise la méthode de Ball (1994) tout en prenant en compte le critère d'Easterly concernant la distinction entre une « *crise d'inflation* » et une « *non crise* », pour un échantillon de 18 pays latino-américains étudiés de 1960 à 2006, nous trouvons au total 27 épisodes de stabilisation. Ces épisodes sont présentés dans le **tableau 1.1**.

Nous observons que parmi les 27 épisodes de stabilisation identifiés par la méthode de Ball (1994), 13 coïncident avec ceux trouvés par Calvo et Végh (1994), 11 coïncident avec ceux cités par Easterly (1996) et 20 avec ceux d'Hamann (2001). Nous remarquons également la différence de la datation du début des épisodes de désinflation suivant les méthodes d'identification. L'identification des dates de Calvo et Végh (1994) semble la plus précise, compte tenu de la méthode « *épisode* » qui consiste à repérer les épisodes pendant lesquels les programmes de stabilisation les plus connus sont appliqués. Le début de chaque épisode coïncide alors avec le

lancement de chaque programme de stabilisation. Pour les autres méthodes, les dates de début des épisodes sont divergentes. Souvent, les dates des épisodes trouvés par Hamann (2001) sont retardées d'une année par rapport à celles identifiées par Easterly (1996). Hamann (2001) explique ce phénomène par le fait que ses calculs sont effectués à partir des séries d'inflation moyenne annuelle, compte tenu de l'indisponibilité des séries de fin d'année pour plusieurs pays de l'échantillon étudié, alors qu'Easterly (1996) utilisait les séries d'inflation de fin de période.

Pays	Approche "épisode"	Approches "mécaniques"		
	Calvo et Végh (1994)	Easterly (1996)	Hamann (2001)	Ball (1994)
Argentine 1	1967			
Argentine 2	1978		1977	1976
Argentine 3			1980	
Argentine 4	1985		1986	1984
Argentine 5	1989			
Argentine 6	1991	1990	1991	1990
Bolivia 1				1974
Bolivia 2		1986	1986	1985
Brésil 1	1964	1965	1966	
Brésil 2	1986			1985
Brésil 3	1990		1991	1990
Brésil 4				1993
Chili 1			1965	1964
Chili 2	1975	1974	1975	1974
Chili 3	1978			1978
Costa Rica		1983	1983	1983
Rép. Dominicaine	1990	1991	1992	1990
Equateur 1			1990	1989
Equateur 2		1993	1994	1992
Equateur 3				2000
Mexique 1			1984	1983
Mexique 2	1987	1988	1989	1987
Nicaragua		1991	1991	1990
Pérou 1			1986	1985
Pérou 2	1990	1991	1991	1990
Uruguay 1	1968	1968	1969	1968
Uruguay 2	1978		1976	1973
Uruguay 3		1980	1981	1979
Uruguay 4	1990		1992	1990
Vénézuéla 1				1989
Vénézuéla 2				1996
Nombre total des épisodes	16	12	22	27

Sources: Calvo et Végh (1994) - Easterly (1996) - Hamann (2001) - International Financial Statistics (IFS 2007) - Calculs personnels

Tableau 1.1 : Les épisodes de stabilisation en Amérique latine

En revanche, la différence des dates de stabilisation avec la méthode Ball (1994) s'explique par le fait que la méthode de Ball utilise l'inflation tendancielle pour identifier un épisode de stabilisation, alors que les deux autres méthodes utilisaient, quant à elles, les séries de l'inflation réelle. Le calcul de l'inflation tendancielle à une date donnée prend en compte à la fois le taux d'inflation réel à cette date donnée, ainsi que les taux d'inflation précédant et suivant cette date. La persistance de l'inflation à des niveaux élevés, avant la date exacte de la mise en place d'un programme de stabilisation dans la plupart des pays latino-américains, peut ainsi influencer le calcul de l'inflation tendancielle et avancer la date du début d'un épisode de stabilisation identifié à partir de la méthode de Ball (1994). De plus, la mise en place successive de nombreux programmes de stabilisation peut également expliquer la différence des dates des épisodes identifiés par Ball (1994) et par les autres auteurs. C'est le cas par exemple de l'épisode argentin dont le début de l'épisode de désinflation identifié par la méthode de Ball (1994) est avancé d'une ou deux années, en 1976, en 1984 et en 1990, alors que la stabilisation est officiellement annoncée en décembre 1978, juin 1985 et en avril 1991 et qu'entre temps, le gouvernement a mis en place d'autres tentatives de stabilisation sans succès.

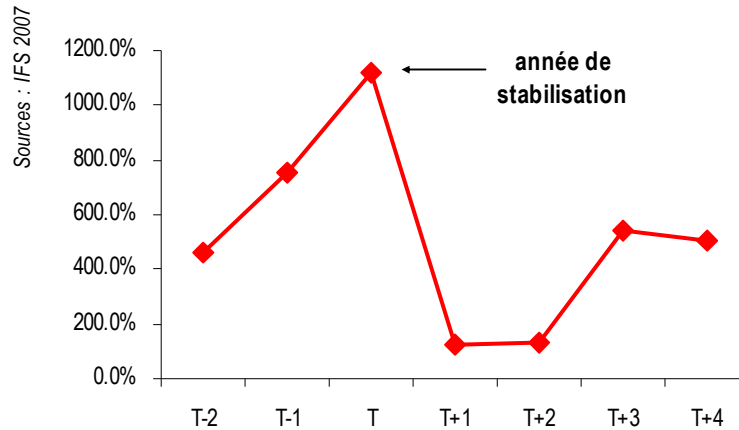
Bien qu'elle ne permettent pas d'identifier, de manière exacte, les dates de début de stabilisation, la méthode de Ball (1994), combinée avec la définition de « *crise d'inflation* » d'Easterly (1996) permettent d'identifier un plus grand nombre d'épisodes de désinflation en Amérique latine. C'est pourquoi, pour le reste de notre étude, nous nous concentrerons sur l'analyse des 27 épisodes identifiés par cette méthode.

L'ensemble des résultats, quelle que soit la méthode d'identification des épisodes de désinflation, montre que l'inflation élevée figurait toujours parmi les premières préoccupations des autorités publiques. Pendant quarante ans, les pays, frappés par une inflation chronique élevée, se sont engagés dans plusieurs tentatives de stabilisation comme le montrent le **tableau 1.1**. Avant de réussir, la plupart ont recouru à au moins deux ou trois grands programmes de stabilisation, sans compter de petits programmes et de changements d'orientation de politique monétaire. Malgré une volonté anti-inflationniste affichée par l'application de nombreux programmes de stabilisation, l'inflation est, cependant, restée à des niveaux spectaculaires pendant de nombreuses années.

1.1.2.2 L'évolution de l'inflation au cours des épisodes sélectionnés

Le **graphique 1.2** décrit l'évolution de l'inflation durant les 27 épisodes de désinflation identifiés par la méthode de Ball (1994). On notera $T + j$ la date de stabilisation, où T est la date du lancement du programme et j indique le nombre d'années précédant ou suivant l'année de

stabilisation (j variant de -2 à 4). On calcule ensuite la moyenne des taux d'inflation annuels des 27 épisodes de stabilisation identifiés. Par exemple, l'inflation de la période $T+1$ du **graphique 1.2** est la moyenne des inflations des 27 épisodes une année après le lancement de la stabilisation.



Graphique 1.2 : *L'inflation annuelle durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine*

On observe qu'après le lancement des stabilisations, c'est-à-dire après la date T , le taux d'inflation diminue fortement jusqu'au $T+2$, avant de reprendre ensuite son mouvement haussier. Ceci confirme alors le caractère persistant de l'inflation en Amérique latine, ainsi que les difficultés des autorités monétaires des pays concernés pour résorber définitivement le problème de l'inflation durant la dernière moitié du 20^e siècle. Bien que l'inflation soit descendue immédiatement après le lancement des programmes de stabilisation, la stabilité des prix n'est pas rétablie du jour au lendemain. Les pays ont dû souvent faire face à des résurgences des pressions inflationnistes. Dans certains pays, l'inflation demeure à des niveaux fortement élevés pendant plusieurs années, malgré l'application de nombreux programmes de stabilisation. C'est le cas en Argentine, au Brésil, en Bolivie ou encore au Pérou. Le **tableau 1.2** donne ainsi un aperçu de la durée et de la vitesse de désinflation durant les 27 épisodes de stabilisation.

En utilisant les dates de stabilisation proposées par Calvo et Végh (1994) ainsi que les informations tirées des comptes rendus de politique monétaire des Banques Nationales latino-américaines, les résultats du **tableau 1.2** présentent le rythme de désinflation, c'est-à-dire le nombre de périodes nécessaires à une réduction du taux d'inflation en dessous des 4 seuils représentatifs : 40% (seuil à partir duquel l'inflation est considérée comme élevée), 30% (seuil maximum de l'inflation modérée), 15% (seuil minimum de l'inflation modérée) et 7.5% (seuil maximum de l'inflation faible). Les pays sont classés lorsqu'ils franchissent le premier seuil et restent dans la nouvelle zone d'inflation pour un an, et si l'inflation annuelle descend en dessous du second seuil pendant l'année suivante, sans s'accélérer de nouveau durant cette période.

Pays	Pic d'inflation	Pic d'inflation Date	Stabilisation Date	Vitesse de désinflation			
				Inflation < 40% *	Inflation < 30% **	Inflation < 15% ***	Inflation < 7.5% ****
Argentine 1	778.4%	avr-76	déc-78	n.d	n.d	n.d	n.d
Argentine 2	1128.9%	juin-85	juin-85		n.d	n.d	n.d
Argentine 3	20266.0%	mars-90	avr-91	11 mois	1 mois	10 mois	10 mois
Bolivie 1	78.6%	juin-74	janv-74	11 mois	1 mois	1 mois	0 mois
Bolivie 2	23447.0%	sept-85	août-85	17 mois	1 mois	59 mois	60 mois
Brésil 1	256.2%	févr-86	févr-86	n.d	n.d	n.d	n.d
Brésil 2	6821.0%	avr-90	mars-90	n.d	n.d	n.d	n.d
Brésil 3	4922.6%	juin-94	juil-94	11 mois	1 mois	12 mois	11 mois
Chili 1	51.0%	avr-64	janv-64	11 mois	7 mois	n.d	n.d
Chili 2	771.4%	avr-74	avr-75	n.d	n.d	n.d	n.d
Chili 3	57.1%	janv-78	févr-78	5 mois	31 mois	8 mois	170 mois
Costa Rica	108.9%	sept-82	déc-82	7 mois	0 mois	2 mois	n.d
Rép. Dominicaine	82.5%	févr-91	août-90	12 mois	1 mois	2 mois	3 mois
Equateur 1	99.1%	mars-89	sept-89	n.d	n.d	n.d	n.d
Equateur 2	65.9%	oct-92	sept-92	12 mois	7 mois	n.d	n.d
Equateur 3	107.9%	sept-00	janv-00	16 mois	3 mois	6 mois	20 mois
Mexique 1	112.9%	juin-83	janv-83	n.d	n.d	n.d	n.d
Mexique 2	179.7%	févr-88	déc-87	13 mois	1 mois	44 mois	17 mois
Nicaragua	64117.6%	mars-91	mars-91	12 mois	1 mois	24 mois	2 mois
Pérou 1	191.7%	août-85	juil-85	n.d	n.d	n.d	n.d
Pérou 2	12377.8%	août-90	août-90	40 mois	4 mois	9 mois	34 mois
Uruguay 1	182.9%	juin-68	juin-68	8 mois	3 mois	n.d	n.d
Uruguay 2	124.2%	janv-73	août-73	n.d	n.d	n.d	n.d
Uruguay 3	48.3%	avr-78	oct-78	28 mois	10 mois	n.d	n.d
Uruguay 4	133.7%	janv-91	déc-90	58 mois	8 mois	19 mois	13 mois
Vénézuéla 1	103.2%	mai-89	juin-89	10 mois	n.d	n.d	n.d
Vénézuéla 2	115.2%	sept-96	juil-96	13 mois	18 mois	21 mois	n.d
Moyenne	5064.1%			16 mois	6 mois	17 mois	31 mois

1) Vitesse de désinflation: nombre de mois nécessaires pour franchir un des 4 seuils de désinflation

2) n.d : non déterminé, l'inflation n'étant pas descendue en dessous de ce seuil

* Tous les calculs sont comptés à partir du début du lancement du programme de stabilisation, supposé comme la date de début des programmes d'aide du Fonds Monétaire International.

** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le premier seuil (40%) est atteint.

*** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le second seuil (30%) est atteint.

**** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le premier seuil (15%) est atteint.

Sources: Calvo et Végh (1994), Hamann (2001) - Banques Nationales - IFS 2007 - Calculs personnels

Tableau 1.2 : La vitesse de désinflation en Amérique latine

Le **tableau 1.2** montre ainsi que la plupart des pays n'ont pas réussi à réduire l'inflation en dessous de 40% dès les années 1970 et 1980. C'est tout d'abord le cas en Argentine où la mise en place de plusieurs programmes de stabilisation depuis la fin des années 1970, notamment les trois programmes mis en place en 1978 et 1985, n'ont pas réussi à réduire l'inflation, qui est restée au dessus de 40% depuis le premier trimestre 1975. Il a fallu attendre 11 mois après l'application du

Plan de Convertibilité, en avril 1991, pour voir l'inflation argentine descendre en dessous de 40%. Le Brésil a dû attendre 5 ans après avoir atteint son taux record d'inflation, en avril 1990 (à 6821% en glissement annuel), pour ramener l'inflation vers un niveau plus modéré. Comme en Argentine, les stabilisations entamées avant 1994 n'ont pas permis de réduire l'inflation en dessous de 40%. L'inflation est descendue en dessous de 40% pour la première fois en juin 1995, soit 11 mois après le lancement du programme de juillet 1994. La Bolivie et le Pérou ont également eu besoin d'une deuxième tentative (respectivement en 1985 et 1990) pour résorber leur inflation chronique et ont mis respectivement 17 et 40 mois, alors que le Chili et l'Équateur ont eu au moins trois tentatives pour stabiliser leur taux d'inflation vers des niveaux plus modérés. Le Costa Rica et la République Dominicaine ont été les deux seuls pays à avoir maîtrisé rapidement l'évolution du taux d'inflation, en n'ayant recouru qu'à un seul programme de stabilisation et en convergeant rapidement vers des niveaux considérés comme faibles (en dessous de 7.5%), soit après seulement une année environ.

Le retour sous la barre des 15%, a été aussi « laborieux » pour la plupart des économies latino-américaines. Après avoir atteint le seuil des 40%, le Chili a eu besoin de plus de trois ans pour ramener son taux d'inflation en dessous de la barre des 15%. Cependant, on observe le retour au dessus des 15% dans le pays à partir de octobre 1982 jusqu'en octobre 1992. Pour le reste, le retour de l'inflation en dessous des 15% grâce aux dernières tentatives de stabilisation a nécessité 39 mois à la Bolivie depuis la date où le seuil des 40% a été atteint (décembre 1991), 45 mois au Mexique (en octobre 1992), 38 mois au Pérou (janvier 1995), 27 mois à l'Uruguay (janvier 1998), 13 mois au Brésil (juillet 1996) et 11 mois à l'Argentine (mars 1993). Le Mexique a été parmi les rares pays, avec notamment l'Équateur, à réussir à ramener l'inflation en dessous des 15%. Mais l'apparition de la crise financière en 1994 a provoqué le retour de l'inflation au dessus de 40% de août 1995 à avril 1996.

Après avoir atteint la barre des 10%, pour ramener leur taux d'inflation en dessous de 7.5%, le Chili a mis presque 14 ans alors que la Bolivie a eu besoin de 5 ans, 3 ans pour le Pérou, 17 mois pour le Mexique avant la crise de 1994, 13 mois pour l'Uruguay, 11 mois pour le Brésil et 10 mois pour l'Argentine. Le retour de l'inflation au niveau mondial s'est effectué, dans tous les pays, vers la fin années 1990, soit plus de 30 ans de stabilisation en Amérique latine avec de nombreuses tentatives de stabilisations, à l'exception du Vénézuéla où l'inflation demeure encore à des niveaux supérieurs à 15% entre 2000 et 2006.

Comment expliquer cette persistance de l'inflation élevée malgré l'application de nombreux programmes de désinflation ? Tout d'abord, il faut souligner qu'un rééquilibrage des comptes budgétaires et courants majeurs a été nécessaire pour maîtriser l'hyperinflation. Or, durant les épisodes de stabilisation des années 1970, 1980 et au début des années 1990, les pays latino-américains étaient incapables de réduire leur déficit public, alors que le déficit courant restait

encore très élevé (ces points seront discutés plus longuement dans la section suivante). Surtout, la maîtrise de l'inflation passe aussi par des mesures de politique monétaire et de change. Depuis la fin des années 1970, on a assisté à de choix de politiques monétaires diversifiées, soit avec un ancrage nominal du taux de change, soit en combinant des politiques monétaires avec des régimes de changes hybrides. Combiné à des réformes structurelles, notamment des réformes budgétaires, le choix de l'ancre nominale a joué un rôle important dans l'évolution de l'inflation latino-américaine. Il est alors nécessaire d'identifier les épisodes de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, et ceux fondés sur le ciblage de la monnaie.

1.1.3 L'ancrage nominal du taux de change *versus* l'ancrage nominal de la masse monétaire

En proie à une inflation élevée récurrente et des déséquilibres macroéconomiques profonds, la plupart des pays d'Amérique latine ont appliqué des plans de stabilisation sous l'égide du Fonds Monétaire International et de la Banque Mondiale. Plusieurs programmes de stabilisation ont été mis en place. Ces programmes ont pris deux formes alternatives :

- Les programmes « *orthodoxes* » qui sont fondés exclusivement sur un ajustement graduel fiscal et structurel et une politique de demande restrictive, avec un objectif de change ou de monnaie fixé pour maîtriser l'évolution de l'inflation.
- Les programmes « *hétérodoxes* » qui sont basés sur une politique monétaire restrictive ou une fixité du taux de change, accompagné souvent par des contrôles administratifs des prix et des salaires et des ajustements d'ordre fiscal et/ou structurel.

On observe ainsi que quelle que soit la forme du programme, deux principales ancres nominales ont été mises en place pour maîtriser l'inflation : le taux de change et la monnaie. Pour distinguer les programmes fondés sur le ciblage de taux de change et ceux fondés sur la stabilité monétaire, des critères de sélection ont été proposés par Calvo et Végh (1994).

1.1.3.1 L'identification des désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change

Pour identifier les programmes de stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change (notée *ERBS* pour Exchange Rate Based Stabilization), Easterly (1996) a proposé deux critères de sélection : la fixité du taux de change lors du lancement du programme de stabilisation et la convertibilité du compte courant issue de la règle de Calvo et Végh (1994) selon laquelle les transactions courantes peuvent être effectuées librement contre d'autres monnaies. Ainsi, Calvo et Végh (1994) ont identifié 11 épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de

change en Amérique latine. Easterly (1996), de son côté, en a trouvé 9, alors qu'Hamann (2001), de son côté, en utilisant les mêmes critères, a trouvé 11 épisodes ERBS parmi 22 épisodes de stabilisation identifiés en Amérique latine. Les épisodes incluent les stabilisations les plus connues, telles que notamment les programmes orthodoxes des années 1978 en Argentine, au Chili ou en Uruguay et hétérodoxes des années 1980 et 1990 en Argentine (1991), en Equateur (1990), au Mexique (1988), au Pérou (1986) ou au Nicaragua (1991).

On remarque ainsi une limite dans la méthode de sélection des épisodes ERBS proposée par Easterly (1996). Certes, les critères permettent de sélectionner quasiment tous les programmes ERBS hétérodoxes, mais ils restent insuffisants pour permettre une sélection complète. En effet, on a remarqué que certains épisodes ERBS des années 1970, pourtant marqués par l'utilisation du ciblage par le change pour la lutte contre l'inflation chronique, ont été « omis ». Se baser seulement sur le critère de fixité du régime de change devient alors restrictif. Certains pays ont préféré la souplesse et choisi d'adopter un système de change intermédiaire à la place d'un régime strictement fixe, mais leur objectif de lutte contre l'hyperinflation, via l'ancrage nominal du taux de change, était bien réel. Ceci a été le cas des pays d'Amérique du Sud, notamment en Argentine, au Chili et en Uruguay en 1978 et 1979 connus pour l'application de l'ancrage par le change dans un régime de glissement pré-annoncé. Ainsi, pour compléter les épisodes manquants pilotés par le taux de change, nous allons recourir à la classification des arrangements du taux de change du Fonds Monétaire International.

Pays	Episodes de stabilisation	Ancrage nominal	Régimes de change
Argentine	1976-1981	taux de change	Glissement pré-annoncé
	1984-1987	taux de change	Glissement pré-annoncé
	1990-1996	taux de change	Currency board (jusqu'en 2001)
Bolivie	1974-1976	monnaie	Système de change fixe
	1985-1988	monnaie	Flottement géré
Brésil	1985-1986	taux de change	Système de change fixe
	1990-1992	monnaie	Glissement pré-annoncé
	1993-1998	taux de change	Bandes avec glissement pré-annoncé
Chili	1964-1967	monnaie	Flottement géré
	1974-1977	monnaie	Glissement adaptatif
	1978-1981	taux de change	- Fév 1978-juin 1979: glissement pré-annoncé - Juin 1979-juin 1982: système de change fixe
Costa Rica	1982-1985	monnaie	Glissement pré-annoncé
Rép. Dominicaine	1990-1993	monnaie	- 1990: Système de change fixe - depuis 1991: Flottement géré

Sources: Calvo et Végh (1994, 1999) - Bubula et Otker-Robe (2002) - Gharbi (2005) - IMF Annual Reports on Exchange Rates Arrangements and Exchange Rates Restrictions - IFS 2007 - Calculs personnels

Tableau 1.3 : Episodes de stabilisation, ancrages nominaux et régimes de change

Pays	Episodes de stabilisation	Ancrage nominal	Régimes de change
Equateur	1989-1991	taux de change	- 1989 - 1991: glissement pré-annoncé
	1992-1995	taux de change	- 1992: système de change fixe avec bandes de fluctuations - En 1993: Bandes avec glissement adaptatif - 1994 -1995: Bandes avec glissement pré-annoncé
	2000-2004	taux de change	Dollarisation
Mexique	1983-1985	monnaie	- de 1983 à juil 1985: système de change fixe - août 1985: Flottement géré
	1987-1993	taux de change	- Fév 1987-Déc 1988: système de change fixe - Jan 1989-Nov 1991: glissement pré-annoncé - Nov 1991-Déc 1994: bandes avec glissement pré-annoncé - A partir de 1994: flottement géré
Nicaragua	1990-1995	taux de change	- 1990-1992: système de change fixe - A partir de 1993: glissement adaptatif
Pérou	1985-1987	taux de change	Système de change fixe
	1990-2002	monnaie	Flottement géré
Uruguay	1968-1970	taux de change	Système de change fixe
	1973-1978	taux de change	Glissement pré-annoncé
	1979-1982	taux de change	Glissement pré-annoncé
	1990-2001	taux de change	1990-1991: Bandes avec glissement adaptatif 1992-2001: Bandes avec glissement pré-annoncé
Vénézuela	1989-1992	taux de change	Système de change fixe
	1996-2001	taux de change	Bandes avec glissement adaptatif

Sources: Calvo et Végh (1994, 1999) - Bubula et Otker-Robe (2002) - Gharbi (2005) - IMF Annual Reports on Exchange Rates Arrangements and Exchange Rates Restrictions - IFS 2007 - Calculs personnels

Tableau 1.3 : *Episodes de stabilisation, ancrages nominaux et régimes de change (suite)*

Le **tableau 1.3** récapitule les principales stratégies de politique monétaire dans les pays fortement inflationnistes ainsi que leur choix de régime de change pour chaque épisode de stabilisation identifié à partir de la méthode de Ball (1994). Au total, 18 épisodes de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change sont identifiés parmi les 27 épisodes dans contre 11 épisodes identifiés par Calvo et Végh (1994) et par Hamann (2001) et 7 épisodes sélectionnés par Easterly (1996).

Ainsi, maîtriser l'évolution du taux de change nominal pour résorber un taux d'inflation élevé est resté pendant longtemps la stratégie de premier choix des autorités monétaires latino-américaines, même si le régime de change a évolué peu à peu pour s'adapter aux contextes conjoncturels.

1.1.3.2 L'ancrage nominal du taux de change et l'évolution du régime de change : le mal de tête latino-américain

L'utilisation du taux de change comme ancre nominale de la désinflation a ainsi beaucoup évolué en Amérique latine. Si dans les années 1970 et 1980, ce choix a été systématique dans la plupart des pays pour résoudre le problème persistant d'inflation chronique, il est devenu moins évident dans les années 1990. Le niveau d'endettement, la situation d'insolvabilité des comptes courants et publics des pays latino-américains ont obligé certaines autorités monétaires à modifier progressivement leur régime de change et à revoir l'utilité de l'ancrage nominal du taux de change comme instrument premier de la désinflation.

1.1.3.2.1 De la fixité à la souplesse : la préférence pour le change...

Depuis les années 1960, l'arrimage plus ou moins souple au dollar américain a été considéré comme le gage à la stabilité. Mais le choix du meilleur système de change reste pendant longtemps difficile à déterminer pour les pays d'Amérique latine. Fixe ou flexible ? Les arguments en faveur de tel ou tel régime restent extrêmement limités dans un contexte de fragilité économique et financière. On a observé que jusqu'à la fin des années 1960, dans la plupart des pays latino-américains, le régime du change fixe a été privilégié. La monnaie domestique est souvent rattachée (formellement ou de facto) au dollar américain à un taux fixe et les autorités monétaires ont le droit d'intervenir pour maintenir la parité fixe. Seules quelques économies, notamment le Brésil, ont adopté un système intermédiaire, de glissement du taux de change nominal (« *crawling peg* »), dans lequel le taux de change est dévalué périodiquement par petites incrémentations, soit à taux fixe, soit en réponse aux changements de certaines variables indicatrices comme le différentiel d'inflation passée par rapport aux principaux partenaires commerciaux. L'objectif de ce système est de répondre aux problèmes d'inflation domestiques et d'empêcher la surévaluation du change réel. Ce système est souvent connu sous le nom de « *glissement passif ou adaptatif* » (ou « *backward-looking crawling peg* » selon les termes du classement du FMI). Cette approche intermédiaire de glissement du taux de change nominal devient de plus en plus commune dans les années 1970 et au début des années 1980.

La crise de la dette menaçant quasiment tous les pays, beaucoup ont abandonné les arrangements de change fixe pour adopter une multitude de pratiques de change plus souple. Avec l'inflation comme problème central de la politique monétaire, l'Amérique latine commence à explorer des régimes de change permettant un ancrage sur les anticipations de prix mais avec une certaine flexibilité pour les rendre soutenables. Le *glissement actif* ou *pré-annoncé* (« *pre-announced crawling peg* » ou « *forward-looking crawling pegs* ») a été ainsi utilisé dans les

stratégies de stabilisation en Amérique du Sud à la fin des années 1970 et connues sous les noms des « *tablitas* » notamment en Argentine, au Chili et en Uruguay en 1978. Cette approche consiste à annoncer le taux de dévaluation à l'avance pour plusieurs mois. Le taux de glissement est généralement plus faible que l'écart entre l'inflation domestique (anticipée ou ciblée) et une estimation de l'inflation étrangère. Le taux de dévaluation est réduit progressivement afin de guider les anticipations inflationnistes à la baisse. Le taux de change joue ici le rôle d'ancrage nominal pour les anticipations des agents économiques. Cependant, ces tentatives ont conduit à une forte appréciation du change réel et ont été abandonnées dans le contexte de crise de la balance des paiements.

1.1.3.2.2 Le désaveu à partir de 1990

A partir de la seconde moitié des années 1980, on a observé un changement d'attitude des autorités monétaires latino-américaines en faveur d'une autre forme de glissement, le *glissement passif ou adaptatif*, consistant à ajuster totalement le taux de change nominal au différentiel d'inflation passé. Cette règle, dite règle de *Parité de Pouvoir d'Achat* (PPA), est relative car elle vise à maintenir le taux de change réel constant. Le but est d'éviter que des niveaux d'inflation élevés ne provoquent une surévaluation réelle et une perte de compétitivité. Rendant l'inflation indolore, cette stratégie fait anticiper son maintien, ou même son accélération. On remarque que cette stratégie de *glissement adaptatif* est plus flexible que le *glissement pré-annoncé* puisque la Banque Centrale ne s'engage pas sur une trajectoire de dépréciation déterminée. Certains pays, notamment le Chili (depuis 1990), l'Uruguay (depuis 1990) ou le Vénézuéla (depuis 1996) ont choisi cette forme de régime, tout en maintenant leur objectif d'ancrage nominal du taux de change jusqu'à la fin des années 1990.

Seule l'Argentine et l'Equateur ont choisi de rester avec un régime de change strictement fixe. En 2000, l'Equateur, tout en maintenant sa stratégie basée sur l'ancrage nominal du taux de change, a basculé son régime de change fixe vers un régime extrême, appelé le régime de *dollarisation*, où la seule monnaie légale est le dollar américain. En Argentine, les autorités de politique économique ont également maintenu l'ancrage nominal par le change en 1991 en mettant en place le système de *caisse d'émission* (« *currency board* »). Il s'agit d'un régime de change basé sur un engagement explicite à convertir la monnaie domestique contre une devise particulière, le dollar en occurrence, à un taux fixe. La monnaie domestique émise est totalement couverte par des actifs en devises et les fonctions habituelles de la Banque Centrale, telles que le contrôle monétaire et le rôle du prêteur en dernier ressort ne sont plus possibles. Au même moment, la flexibilité commence à « envahir » la région avec l'adoption du système de « *flottement géré* » et des « *crawling pegs à bandes glissantes* ». Le premier permet aux autorités

monétaires d'influencer les mouvements du taux de change à travers une intervention active, sans spécifier ou pré-annoncer une trajectoire pour le taux de change, la Banque Centrale ne s'engageant pas sur un taux de change ciblé (le Mexique à partir de 1994, le Brésil et l'Equateur à partir de 1999). D'autres pays ont choisi de passer au système de bandes glissantes qui consiste à maintenir le taux de change dans une bande de fluctuations autour d'une parité centrale glissante (le Chili, l'Uruguay, le Venezuela). A l'aube du 21^e siècle, la situation intenable des comptes externes et souveraines et l'apparition de nombreuses crises financières ont contraint la plupart des pays latino-américains à laisser flotter la monnaie. Le taux de change devient de moins en moins l'ancre nominal choisi pour les stratégies de stabilisation, laissant la place soit au ciblage monétaire, soit fréquemment à la stratégie de ciblage d'inflation.

Force est de constater une évolution au fur et à mesure du régime de change vers plus de flexibilité durant les dernières décennies de stabilisation en Amérique latine. A l'exception de l'Argentine en 1991, la plupart des économies ont préféré d'adopter un régime de change plus souple pour leur stabilisation. Le régime de change fixe a, certes, été le premier choix des autorités monétaires latino-américaines afin de résorber l'hyperinflation car il possède de nombreux avantages :

- Il permet notamment de mettre sous contrôle les prix des biens domestiques échangeables par rapport à ceux des pays étrangers, en contrôlant l'évolution de la monnaie nationale par rapport à celles des pays qui font parties du panier de référence, en atténuant (et éventuellement en rompant) la composante persistante de l'inflation qui influence les salaires et les prix de biens non échangeables et en faisant converger les anticipations de prix vers celles des pays dont la monnaie faisant partie du basket de change.
- Il permet aussi d'améliorer la transparence et la crédibilité de la politique monétaire en rendant plus prévisibles les cours de change, et donc les actions monétaires. Ceci doit conduire, en théorie, à une réduction des anticipations d'inflation et une stabilité monétaire.

Cependant, les inconvénients du système n'ont pas tardé à apparaître en Amérique latine, amenant à une ère de régime de change plus flexible. Le désavantage principal a été l'absence de marge de manœuvre de la politique monétaire, spécialement en cas de chocs structurels négatifs. En théorie, la politique économique confère aux gouvernements une capacité d'influence sur les ajustements de marché. Mais dans les cas des pays latino-américains, la fixité du change rendait impossible l'ajustement par le change et l'économie perdait ainsi un instrument qui pouvait aider les autorités à contrer les effets négatifs de certains chocs sur l'activité domestique réelle. Lorsque les prix domestiques et les salaires sont rigides et l'économie manque de flexibilité fiscale (notamment avec une assiette fiscale réduite, une rigidité à la baisse des dépenses publiques qui est d'autant plus importante en période électorale), l'incapacité de répondre aux

chocs conjoncturels, par la politique monétaire, conduit alors à des fluctuations fortes et prolongées de l'investissement, du produit et de l'emploi (Mishkin et Savastano, 2000).

L'autre inconvénient du système de change fixe pour l'Amérique latine est la perte des Banques Centrales de leur capacité comme prêteur en dernier ressort. En effet, selon Mishkin et Savastano (2000), les Banques Centrales des pays émergents ont typiquement une marge de manœuvre limitée d'agir comme le prêteur en dernier ressort, même sous les régimes de flexibilité. La raison principale est le manque de crédibilité. Les prêts faits par les Banques Centrales aux systèmes bancaires, dans le sillage d'une crise financière, ont pour but de détendre les craintes d'une explosion d'inflation et de produire une forte dépréciation de la monnaie. Avec une économie plus ou moins dollarisée, cette dépréciation provoquerait un impact négatif sur la richesse nette (« *net worth* ») du secteur privé, y compris sur celle des banques, ce qui aggraverait encore la crise financière.

Enfin, un autre argument en faveur de plus de flexibilité du système de change lorsqu'un processus de désinflation est entamé concerne la libéralisation du continent latino-américain dans un contexte d'insolvabilité du compte courant. La réduction du taux d'inflation par la stratégie d'ancrage nominal du taux de change se traduit par une forte appréciation du taux de change réel en cas de lenteur du rythme de baisse de l'inflation. Le résultat est un large déficit courant financé par des entrées massives de capitaux. Or, la libération des échanges rend en effet le régime de change fixe sensible aux brusques retournements des flux de capitaux et la devise risque de s'effondrer dès que le marché commence à s'interroger sur la soutenabilité des déficits courants. Ainsi, la perte de confiance se généralisera et débouchera sur une crise. Les crises mexicaine (1994), argentine (1994-1995 et en 2001) et brésilienne (1999) ou équatorienne (1998) sont des exemples du coût de l'acharnement à réduire le taux d'inflation et à ignorer la surévaluation de la parité. La surévaluation peut se maintenir longtemps sans crises, à condition que les flux de capitaux et des réserves restent disponibles. Lorsque ce n'est pas le cas, afin de préserver leur solvabilité (externe et souveraine), de nombreux pays ont été contraints d'externaliser les coûts d'ajustement en laissant flotter leur monnaie et flexibiliser leur régime de change.

On voit ainsi les impacts dangereux d'un régime de change fixe et donc, de la stratégie d'ancrage nominal du taux de change comme l'instrument de lutte contre l'inflation sur le système financier latino-américain. Qu'en est-il de son influence sur la sphère réelle de l'économie ? La désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change est-elle coûteuse, en termes de croissance, pour ces pays en développement ? Nous allons donc présenter, dans la section suivante, les principaux faits stylisés quant aux effets sur les principaux indicateurs macroéconomiques durant les épisodes de désinflation basée sur le ciblage du taux de change en Amérique latine.

1.2 Les leçons des stabilisations pilotées par le taux de change

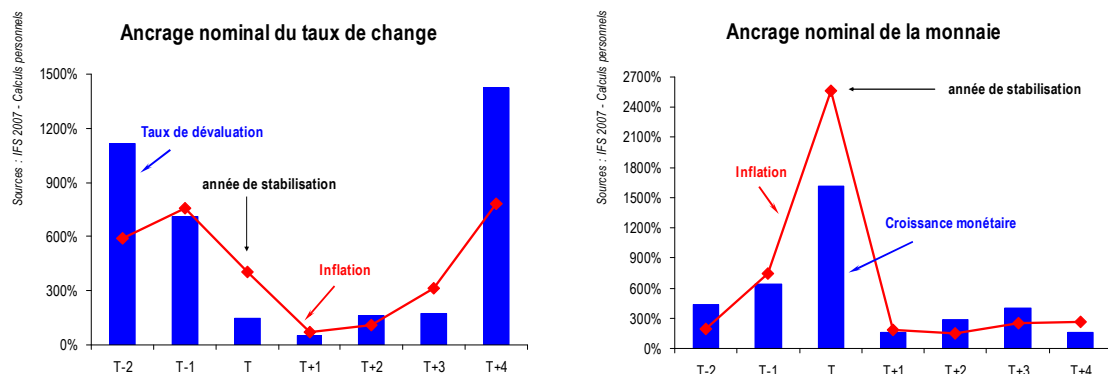
La vitesse de désinflation et l'évolution vers la flexibilité du régime de change au fil du temps nous conduisent à nous interroger sur l'efficacité ainsi que les impacts du choix de l'ancrage nominal comme l'arme de stabilisation en Amérique latine. Quels sont les rythmes de la désinflation pilotée par le taux de change ? Quels sont les coûts issus de cette stratégie ? Il n'est en effet pas risqué de dire que jusqu'à présent, l'opinion générale supposait qu'une lutte contre l'inflation entraînerait une contraction de l'activité économique. De nombreuses études pour les pays développés ont plus ou moins confirmé cette théorie. Cependant, cette observation semble ne pas se produire en Amérique latine. Contrairement aux prédictions conventionnelles, la désinflation latino-américaine a été accompagnée par une expansion de l'activité économique, qui s'est produite malgré une appréciation du taux de change réel. Les effets récessifs des programmes de désinflation semblent apparaître plus tard, le plus souvent avant la fin du programme. Ce phénomène est souvent observé dans les pays où ont été appliqués les programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change et constitue l'une des caractéristiques principales proposées par la littérature macroéconomique. L'étude des comportements de variables permettrait d'avoir une idée plus précise sur les caractéristiques propres d'un programme de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine et de savoir quelle est l'ancre nominale, le taux de change ou la monnaie, la plus efficace en termes de stabilisation et la moins coûteuse en termes de croissance économique en Amérique latine. Pour cela, nous allons construire un panel de données annuelles des 18 épisodes de désinflation pilotée par le taux de change identifiés par la méthode de Ball (1994) durant la période allant de 1960 à 2006. Le panel inclut neuf indicateurs dont le taux de dévaluation, le taux d'inflation, le taux de croissance du Produit Intérieur Brut (PIB), la balance commerciale, le compte courant, le taux de change réel, la croissance de la masse monétaire, le taux d'intérêt réel et le déficit budgétaire. On notera $T + j$ la date de stabilisation, où T est la date de lancement du programme et j indique les années précédant ou suivant l'année de stabilisation (dans notre étude, $j = -2, -1, \dots, 4$). On calcule ensuite la moyenne de chaque variable pour chaque date pendant la période de stabilisation. Les résultats obtenus confirment les caractéristiques souvent observées en Amérique latine et « théorisées » par la littérature économique : une convergence lente du taux d'inflation vers le taux de dévaluation, une appréciation importante du taux de change réel, une détérioration de la balance commerciale et du compte courant, une réponse ambiguë du taux d'intérêt réel et enfin une expansion de l'activité économique pendant les premières années stabilisatrices, suivie d'une forte contraction.

1.2.1 L'ancrage nominal du taux de change remise en question...

Le **graphique 1.3** décrit l'évolution du taux d'inflation avant et pendant 18 épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change.

1.2.1.1 Un bilan mitigé de la désinflation

Une réduction du taux de dévaluation entraîne ainsi une baisse du taux d'inflation dès l'année de stabilisation T et pendant la première année de stabilisatrice ($T+1$). Le niveau d'inflation, pourtant très sensible à la baisse du taux de dévaluation (calculé comme le glissement annuel du taux de change nominal), reste tout de même au dessus du taux de dévaluation pendant les deux premières années. C'est ce qu'on a pu observer en Argentine, au Brésil, au Chili, en Uruguay après l'application des programmes « *tablitas* » à la fin des années 1970 et des programmes hétérodoxes des années 1990 (voir **Annexes 1.1** et **1.2**). Cette tendance n'est cependant pas observée au Brésil en 1994, au Mexique 1987 ou en Uruguay 1968, au Venezuela en 1989 et 1996 où le taux d'inflation a augmenté pendant l'année stabilisatrice malgré une forte réduction du taux de dévaluation. En effet, le taux d'inflation s'est élevé à 2075.9% en 1994 (année de stabilisation) après 1928% en 1993. En Uruguay, l'inflation augmente à 89.3% et 112.5% en 1968 et 1990 (années de stabilisation) contre 73.5% et 80.4% une année avant la stabilisation.



Graphique 1.3 : L'ancrage nominal et l'évolution de l'inflation en Amérique latine durant l'épisode de désinflation

On notera surtout que durant les 18 épisodes, l'application des programmes basés sur l'ancrage nominal du taux de change n'ont pas réussi à ralentir durablement l'inflation comme a indiqué dans le **graphique 1.3**. A partir de la période $T+2$, l'inflation repart à la hausse avec l'augmentation du taux de dévaluation. La mise en place des programmes « *tablitas* » en

Argentine, au Chili ou en Uruguay en 1978 n'a pu contenir l'inflation pendant deux années. Au Brésil, l'inflation s'accélère immédiatement une année après la stabilisation de 1986, de 147.1% en 1986 à 228.3% en 1987 pour atteindre 2947.7% en 1990. De même au Pérou, la stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change n'a pas réussi à maîtriser durablement l'inflation, le taux annuel passant de 77.9% en 1986 (année de stabilisation) à 7481.7% en 1990. Seuls les programmes hétérodoxes des années 1990 (en Argentine en 1991, au Brésil en 1994 ou en Uruguay en 1990) semblent permettre une réduction continue mais néanmoins graduelle de l'inflation.

Le seul mérite attribué à l'ancrage nominal du taux de change est qu'il a permis de réduire fortement l'inflation dès l'année de stabilisation, alors que 9 désinflation pilotées par le ciblage de la masse monétaire ont été plus lentes en général, malgré un niveau d'inflation pré-stabilisateur relativement plus faible. En effet, le **graphique 1.3** montre que l'inflation s'est même accélérée pendant l'année de stabilisation T avant de descendre progressivement en $T+1$ et $T+2$, tout en étant supérieure au taux de croissance de la masse monétaire en T et $T+1$. La convergence vers la croissance monétaire reste relativement lente, obtenue seulement à partir de $T+2$. L'inflation repart à la hausse, comme dans les épisodes de désinflation basée sur le ciblage du change, à partir de la période $T+3$. Seuls le Costa Rica, la République Dominicaine et le Pérou ont réussi à maîtriser leur lutte contre l'inflation quatre années après le lancement de leur programme stabilisateur (respectivement en 1982, 1990 et 1990).

Il est difficile, en principe, de comparer les performances en matière de réduction du taux d'inflation entre les deux stratégies d'ancrage nominal adoptées en Amérique latine mais les résultats obtenus favoriseraient le taux de change (voir également **Annexe 1.1**) :

- Le niveau des taux d'inflation dans les années pré-stabilisatrices $T-2$ et $T-1$ est plus élevé en moyenne durant les épisodes de stabilisation pilotée par le taux de change, à 587.5% et 758.4% contre 195.2% et 742.7% durant les épisodes pilotés par la monnaie.
- Le taux d'inflation est réduit immédiatement durant l'année de stabilisation dans les épisodes pilotés par le taux de change, de 758.4% en $T-1$ à 401.5% en T en moyenne alors que l'inflation s'est considérablement accélérée en T , à 2559.4% en moyenne après 742.7% en $T-1$.
- Enfin, le niveau des taux d'inflation dans les deux années post-stabilisatrices $T+1$ et $T+2$ est plus faible en moyenne pendant les épisodes pilotés par le taux de change, même si l'accélération de l'inflation vers $T+3$ et $T+4$ est plus importante.

Cependant, ce léger avantage par rapport à l'instrument monétaire ne permet pas de « dissimuler » le bilan mitigé de l'ancrage nominal comme l'arme anti-inflationniste dans les pays latino-américains. Ce quasi échec ne vient pas de l'instrument lui-même. Certes, maîtriser l'inflation élevée par la voie du taux de change nominal est à priori simple, transparent et efficace

selon l'analyse macroéconomique. Mais la réussite de ce type de stratégie ne dépend pas seulement du contrôle sur l'évolution du cours du change. D'autres facteurs d'accompagnement nécessaires pour supporter les programmes de stabilisation, ont fait défaut et limité l'impact de l'ancrage nominal du taux de change sur le système des prix en Amérique latine : la crédibilité des engagements des autorités publiques considérablement ternie par l'échec de nombreux programmes de stabilisation successifs et surtout par une indiscipline budgétaire et monétaire ainsi qu'une situation intenable de la balance des paiements.

1.2.1.2 L'absence de crédibilité des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change

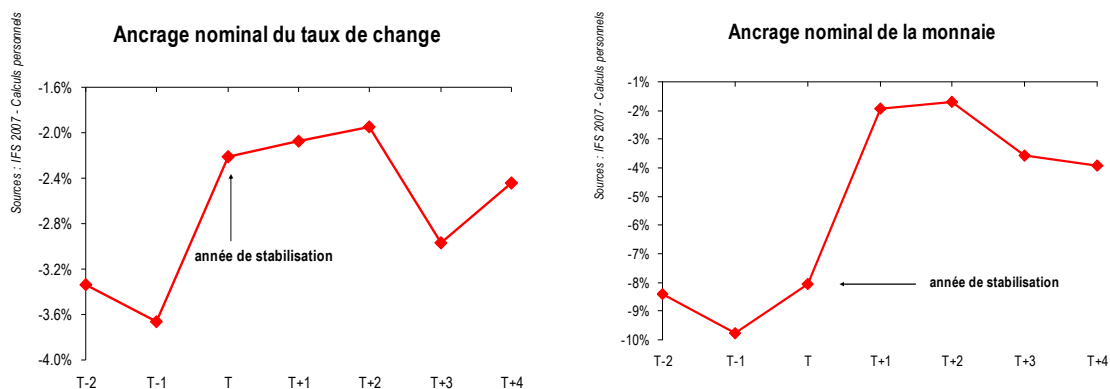
Le contexte budgétaire et de comptes courants, ainsi que les échecs successifs de nombreuses tentatives de stabilisation pilotée par le taux de change tout au long de la moitié du 20^e siècle constituent un vrai problème de crédibilité des engagements anti-inflationnistes des décideurs de politique économique, et expliquent ainsi le bilan mitigé de cet instrument désinflationniste en Amérique latine.

1.2.1.2.1 La succession des tentatives de stabilisation

Sans entrer dans les détails théoriques, qui feront l'objet d'analyse du quatrième chapitre de notre travail, il faut souligner le rôle de la crédibilité dans le bilan mitigé des stratégies de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Pour Végh (1992) ou encore Calvo et Végh (1993, 1994 et 1999), même un programme de stabilisation le plus élaboré pourrait échouer si les décideurs de politique économique ne réussissaient pas à convaincre les agents privés de leur réelle volonté d'engagement contre l'inflation. Plus le degré de crédibilité d'un programme est faible, plus le taux d'inflation sera rigide à la baisse. Ainsi, en Amérique latine, les échecs successifs de nombreux programmes de stabilisation basée sur le taux de change durant plus de quarante ans pèsent considérablement sur le succès d'un nouveau programme mis en place. En Argentine par exemple, l'inflation a été ramenée après au moins trois tentatives de stabilisation par le change (identifiées par la méthode de Ball, 1994) sans compter les programmes mis en place durant quarante ans de stabilisation non officialisés, non identifiés et peu connus par la littérature et par les institutions monétaires internationales, comme le Fonds Monétaire International. La même situation a été observée au Brésil, en Uruguay ou en Equateur. Cette absence de crédibilité des programmes de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change est accentuée par l'indiscipline budgétaire et monétaire observée tout au long des épisodes de désinflation.

1.2.1.2.2 L'indiscipline budgétaire et monétaire

Pour Reinhart et Savastano (2003), une forte réduction du déficit budgétaire est toujours une composante majeure d'un programme de stabilisation. Le processus de désinflation peut prendre plusieurs années si la politique budgétaire n'est pas correctement ajustée. Le **graphique 1.4** décrit l'état des comptes publics durant 17 épisodes de stabilisation pilotée par le taux de change en Amérique latine¹⁵. Dans la plupart des cas, on observe une forte détérioration des déficits l'année avant le lancement de la stabilisation et une réduction dès l'année stabilisatrice. Cette belle performance s'explique par la mise en place des mesures de réformes fiscales qui accompagnent le programme de désinflation, mais plus particulièrement par l'expansion de l'activité économique. Cependant, le manque de rigueur des réformes budgétaires a conduit une nouvelle fois le déficit vers des niveaux pré-stabilisateurs à partir de $T+1$. C'est le cas en Argentine (1978), au Brésil (1986) ou en Uruguay (1968) où les déficits publics ont retrouvé, voire dépassé, leurs niveaux avant la mise en place des programmes de stabilisation et des réformes fiscales (voir **Annexe 1.4**).



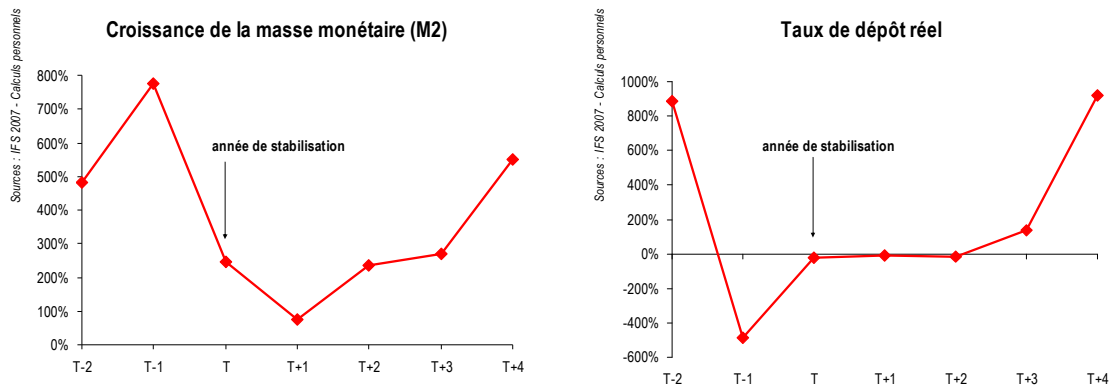
Graphique 1.4 : L'ancrage nominal et l'évolution des déficits publics en Amérique latine durant l'épisode de désinflation (en % du PIB)

Le manque de discipline budgétaire est accentué par le fait qu'il n'existe aucune évidence explicitant une plus grande rigueur durant les épisodes de désinflation pilotés par le taux de change que durant les épisodes marqués par l'ancrage nominal de la monnaie. Le **graphique 1.4** montre que le déficit public diminue dès l'année de stabilisation et se détériore à partir de $T+3$.

¹⁵ Nous avons choisi la série de déficit/surplus budgétaire de la base de données du Fonds Monétaire International (*International Financial Statistics IFS 2007*) calculé, selon la méthodologie du FMI, comme la différence entre les revenus + subventions/aides et les dépenses + remboursements des emprunts publics. Ces chiffres couvrent les opérations d'un gouvernement central et peuvent être différents de ceux couvrant l'ensemble des opérations du secteur public non financier ou ensemble des administrations publiques.

dans les deux cas mais le niveau pré-stabilisateur est plus élevé durant les 9 épisodes pilotés par la monnaie (à 8.4% et -9.8% en moyenne en $T-2$ et $T-1$ respectivement contre -3.3% et -3.7% durant 27 épisodes pilotés par le change).

Outre le facteur budgétaire, la persistance de l'inflation élevée malgré l'application des programmes basée sur l'ancrage nominal du taux de change peut également s'expliquer par une indiscipline monétaire durant les épisodes de stabilisation. Le **graphique 1.5** décrit l'évolution, en taux de croissance, de la masse monétaire (M2) durant 27 épisodes pilotés par le change¹⁶.



Graphique 1.5 : La croissance monétaire et le taux d'intérêt réel en Amérique latine durant l'épisode de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change

Alors que le taux maximum a été atteint une année avant la stabilisation, le lancement du programme stabilisateur permet de réduire immédiatement la masse monétaire, de 774.8% en $T-1$ à 244.9% en T et à 74.9% en $T+1$. Cette réduction a été générale, reflétée par forte hausse des taux d'intérêt réels (**graphique 1.5**)¹⁷. En effet, le taux réel augmente dès l'année du lancement du programme de stabilisation et atteint au fur et à mesure un niveau positif à partir de la date $T+3$. Cette tendance reflète les hausses observées durant les épisodes de désinflation pilotée par le change en Argentine (1978, 1985, 1991), au Brésil (1986, 1994), au Chili (1978) ou encore au Nicaragua (1991) et en Uruguay (1978). Dans les autres épisodes, une baisse initiale de taux réels a été observée (voir **Annexe 1.5**). Cependant, cette hausse des taux réels n'est pas synonyme du resserrement monétaire dans la plupart des épisodes où la masse monétaire repart à la hausse dès $T+2$, atteignant une nouvelle fois les niveaux pré-stabilisateur.

L'analyse parallèle de l'évolution des déficits budgétaire, de la masse monétaire et des taux d'inflation suggère ainsi que le processus de stabilisation peut durer avec des déficits publics

¹⁶ Nous avons choisi la série Monnaie + Quasi Monnaie de la base de données *IFS 2007* défini, selon la méthodologie du FMI, comme l'agrégat M2.

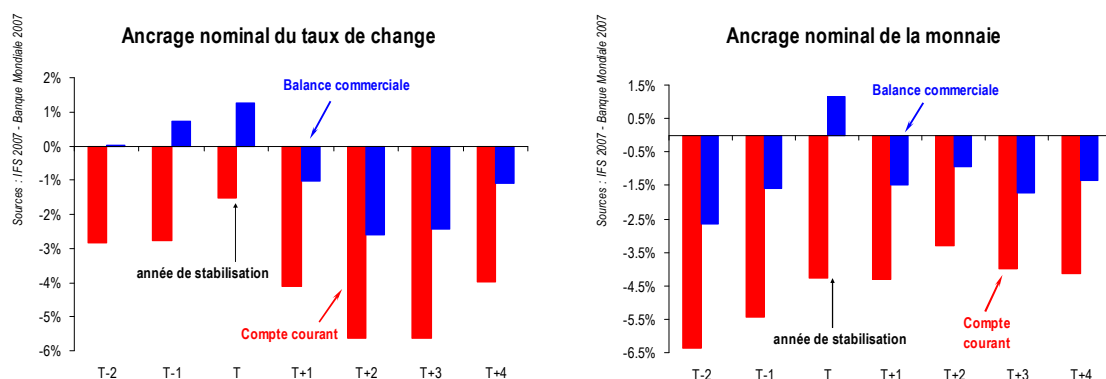
¹⁷ Nous avons choisi le taux de dépôt de la base de données *IFS 2007* comme « représentant » du taux d'intérêt nominal. Le taux réel est égal à la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation de la même période.

persistants, la lenteur des réformes fiscales et une croissance monétaire excessive. Les sources de revenus limités et un système de collecte d'impôt inefficace conduisent à des déficits publics chroniquement élevés et à des périodes d'inflation élevée prolongées. Dans la plupart des pays, les déficits publics sont encore financés par la création monétaire. Comme indiquaient Dornbusch et Edwards (1991), certains gouvernements latino-américains sont souvent incités à favoriser un changement économique et social en introduisant de programmes de dépenses agressifs qui ne peuvent pas être financés par l'impôt ou par l'emprunt. En conséquence, les déficits publics sont financés en coopération avec les Banques Centrales par la voie de nouvelles créations monétaires. Le recours des gouvernements latino-américains au seignuriage pour une part importante de leurs recettes est l'une des raisons de la persistance de l'inflation élevée, malgré le recours à des nombreuses tentatives de stabilisation. Ainsi, l'inflation latino-américaine peut être s'expliquer par la faible indépendance de la Banque Centrale et peut être considérée comme un phénomène à la fois « *toujours monétaire* », selon les termes de Friedman (1968) mais aussi « *presque toujours budgétaire* », selon les termes de Fischer et Easterly (1990).

Le bilan mitigé en matière de réduction du taux d'inflation peut être également expliqué par la situation intenable des comptes courants et l'apparition des inévitables crises financières.

1.2.1.2.3 L'insoutenabilité des comptes courants et les inévitables crises financières

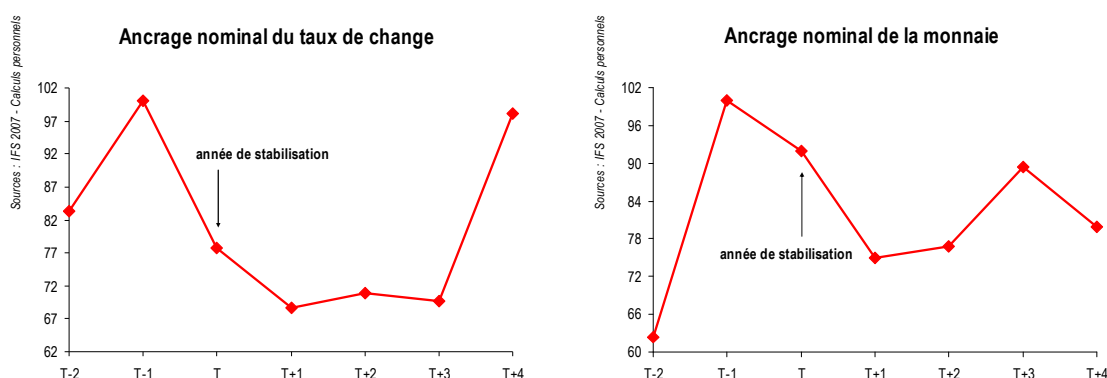
L'évolution des soldes courants et extérieurs durant 27 épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change est reportée dans le **graphique 1.6**.



Graphique 1.6 : L'ancrage nominal et l'évolution du compte courant et de la balance commerciale en Amérique latine durant l'épisode de désinflation (en % du PIB)

Ainsi, le compte courant se détériore fortement depuis le lancement du programme de stabilisation T jusqu'à la date $T+3$, atteignant un déficit de 5.7% du PIB en moyenne avant de s'inverser. Cette situation reflète plus particulièrement celle du Nicaragua où le déficit du compte courant dépasse plus de 30% du PIB durant les quatre années post-stabilisatrices (voir **Annexe 1.6**). Les autres pays, n'atteignant pas le sommet nicaraguayen, constatent également une détérioration progressive de leur compte courant. Du côté de la balance commerciale, après avoir enregistré un surplus dès le lancement de la stabilisation dans la plupart des épisodes de désinflation, à 1.6% du PIB en moyenne, la situation se dégrade également au fur et à mesure à partir de période $T+2$, à -2.6% du PIB en moyenne contre -1% en $T+1$ pour se stabiliser autour de -2.4% en $T+3$ et -1.1% en $T+4$ (voir **Annexe 1.7**).

Cette forte dégradation des comptes extérieurs pourrait s'expliquer par la forte appréciation du taux de change réel pendant tous les épisodes de stabilisation pilotée par le change (**Annexe 1.8**). Le **graphique 1.7** montre que le taux de change réel (base 100 à la période $T-1$, année avant la stabilisation) s'est fortement apprécié pendant deux années consécutives (en T et $T+1$), avant de se déprécier à partir de la période $T+2$ compte tenu de la hausse du taux de dévaluation (ou la dépréciation du taux de change nominal)¹⁸. A noter que les mêmes phénomènes ont été observés durant les épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie : la forte appréciation du taux de change réel, la détérioration de la balance courante et commerciale avec cependant un surplus commercial enregistré en T et en $T+1$ avant la dégradation à partir de $T+3$).



Graphique 1.7 : *L'ancrage nominal et l'évolution du taux de change réel en Amérique latine durant l'épisode de désinflation*

¹⁸ L'indisponibilité des taux de change effectifs réels dans les pays étudiés nous amène à calculer le taux de change réel. Par définition, il est égal au produit du taux de change nominal (monnaies nationales par rapport au dollar américain en occurrence) et le rapport entre l'indice des prix à la consommation étranger (des Etats-Unis) et l'indice des prix à la consommation domestique.

Le danger d'une détérioration des comptes courants de la balance des paiements dans la plupart des épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal devient de plus en plus réel avec le maintien du régime de change fixe ou intermédiaire (le « *crawling peg* »). La fin de quasiment tous les épisodes de stabilisation pilotée par le taux de change a été touchée par une attaque spéculative, qui s'est traduite par une crise financière plus ou moins sévère selon la situation de chaque économie (déséquilibres budgétaires, fragilité du système financier, importance de la dette publique ou privée). La crise du Mexique en 1994, la crise d'Argentine et du Brésil vers la fin des années 1990 sans compter de nombreuses crises de la dette survenues au début des années 1980 témoignent les dangers permanents d'une gestion rigide et prolongée dans les pays ayant choisi le taux de change comme instrument de désinflation. Alors que les performances restent mitigées en termes de réduction de l'inflation, l'insolvabilité de la balance des paiements accentuée par le maintien prolongé d'un régime de change fixe vient ainsi remettre en cause l'efficacité de l'ancrage nominal du taux de change dans les stabilisations latino-américaines. Ainsi, trois leçons sont tirées des expériences latino-américaines :

- L'ancrage nominal du taux de change permet de réduire rapidement l'inflation élevée comparé à l'ancrage nominal de la masse monétaire.
- Mais la poursuite de la lutte contre l'inflation élevée exige une plus grande crédibilité des engagements de la part des décideurs de politique économique. L'amélioration de la crédibilité passe en premier lieu par une réduction radicale et permanente des déficits publics et ainsi qu'un abolissement du financement public par la création monétaire, d'où une plus grande indépendance de la Banque Centrale.
- La poursuite de la lutte contre l'inflation élevée exige également un environnement financier stable et par conséquent une flexibilisation progressive du système de change afin de préserver la solvabilité du compte courant grâce à l'ajustement du taux de change. Le maintien prolongé d'un régime rigide, dans un contexte de déficits courants élevés et de surévaluation réelle rend la crise financière inévitable.

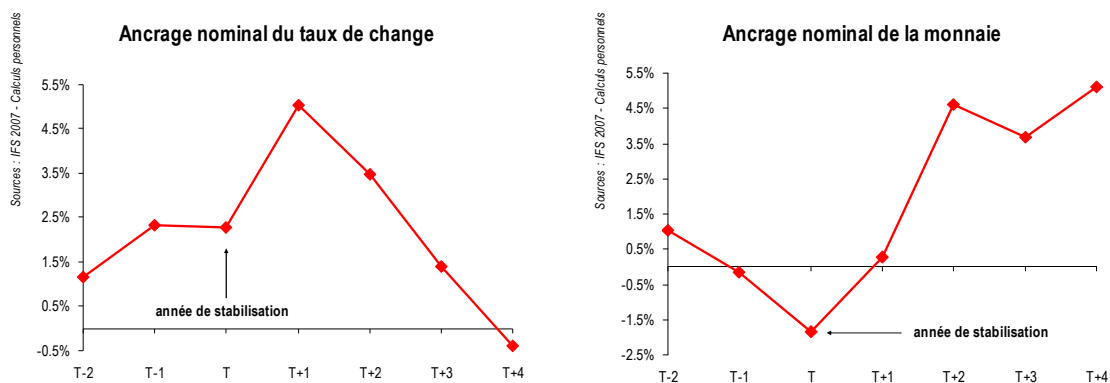
Si l'ancrage nominal du taux de change suscite de nombreuses discussions quant à son impact sur l'inflation, une autre caractéristique issue de cette stratégie de désinflation retient l'attention des observateurs : l'expansion inattendue de la production dans les premières années de stabilisation.

1.2.2 Le « syndrome » des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change

L'une des énigmes issues des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change concerne la réponse des variables réelles, notamment celle de la production.

1.2.2.1 « Récession maintenant » versus « Récession plus tard »

Si la théorie macroéconomique préconise une contraction de l'activité économique en réponse à une réduction du taux d'inflation quel que soit l'instrument monétaire utilisé, les résultats obtenus pour 18 épisodes, reportés dans le **graphique 1.9**, confirment la présence de ce que Bruno et Easterly (1995), Easterly (1996), Hamann (2001) et d'autres auteurs appellent le « syndrome » des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change. Ainsi, suite à l'application d'un programme de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change et contrairement à la théorie macroéconomique, on constate la présence du phénomène « boom-récession ». En effet, la croissance du produit s'accélère lors de l'année de stabilisation, à 2.3% par an (comme l'année $T-1$) et atteint son niveau maximum dès la première année post stabilisatrice, à 5% par an en moyenne. Le taux de croissance diminue à partir de $T+2$ et descend même à un niveau négatif quatre années après le lancement de la stabilisation, à -0.4% en moyenne. L'expansion transitoire est enregistrée durant quasiment tous les épisodes, à l'exception du Mexique (1987) où le taux de croissance se situe à des niveaux solides, autour de 4%-5% par an pendant les années post-stabilisatrices avant l'arrivée de la crise de 1994 (voir **Annexe 1.9**). Le ralentissement de l'activité économique, plus particulièrement important dans les épisodes de stabilisation des années 1970 et 1980, pourrait être expliqué par la hausse des taux d'intérêt réels et l'appréciation cumulative du taux de change réel.



Graphique 1.9 : L'ancrage nominal et l'évolution de la croissance du PIB en Amérique latine durant l'épisode de désinflation

Pour Calvo et Végh (1993), la stratégie de désinflation basée sur la stabilité du taux de change permet de provoquer une expansion de l'activité économique mais seulement de façon transitoire et seulement lorsque la politique est crédible. D'après les résultats obtenus, les programmes fondés sur l'ancrage du taux de change ont le plus souvent abouti une désinflation

rapide avec une expansion de la production. Mais dans la plupart des cas, ce succès n'a été que temporaire, l'économie ayant connu ensuite une forte récession avec une reprise de l'inflation. Kiguel et Liviatan (1992) et Végh (1992) considèrent que choisir un programme fondé sur la stabilité du taux de change, qu'il soit orthodoxe ou hétérodoxe, revient à chercher à éviter la perte en produit en repoussant la récession à plus tard. Les économies ayant choisi les stabilisations par la restriction de la masse monnaie pourraient confronter, au contraire, dès le lancement de leur programme, à des profondes récessions comme le montre le **graphique 1.9**. En effet, pour 9 épisodes pilotés par la masse monétaire, l'application du programme de stabilisation est immédiatement accompagnée par une récession profonde de l'activité, le taux de croissance du PIB atteignant son niveau minimum dès l'année de stabilisation, à -1.8% en moyenne après 1% et -0.4% en $T-2$ et $T-1$ respectivement. Cette contraction de l'activité économique est rapidement suivie par une légère reprise en $T+1$ (à 0.3% en moyenne) puis, par de fortes accélérations de la croissance à partir de la deuxième année post stabilisatrice (autour de 4% en moyenne).

Les évolutions divergentes de la production ouvrent ainsi le débat concernant l'hypothèse « *récession maintenant ou récession plus tard* » et pourraient ainsi, selon plusieurs observateurs, influencer le choix de l'ancrage nominal. Si les résultats obtenus concernant la performance sur l'inflation rend difficile la comparaison des deux stratégies de désinflation, le choix l'ancrage nominal comme instrument désinflationniste pourrait être décidé en fonction des effets de chaque ancre nominale exerce sur la croissance de l'économie et du « *timing* » de la contraction. En effet, les programmes monétaires se sont généralement soldés par une forte récession dès l'année de stabilisation. En revanche, les programmes pilotés par le taux de change ont, le plus souvent, généré une expansion de la production, généralement temporaire, au début de l'épisode désinflationniste, suivie par une forte récession avec une reprise de l'inflation. Le « *timing* » de l'apparition des effets récessionnistes se diffère selon le choix de l'ancrage nominal. La contraction apparaît plus tôt dans les programmes basés sur la restriction monétaire, alors qu'elle est différée avec le ciblage du taux de change. Ainsi, choisir entre l'ancrage nominal par la monnaie ou par le change serait-il de choisir entre « *la récession maintenant ou la récession plus tard* » ? Le phénomène « *récession maintenant versus récession plus tard* » constitue ainsi le principal objet de controverse entre les partisans du programme uniquement fondé sur le ralentissement de la croissance de la masse monétaire et ceux favorisant les programmes fondés sur la stabilité du taux de change.

En revanche, pour les auteurs comme Easterly (1996), il n'y a pas d'arbitrage entre les deux stratégies d'ancrage nominal dans la mesure où les stabilisations pilotées par le taux de change, comme par la monnaie, sont toutes les deux expansionnistes tout au long de l'épisode de désinflation.

1.2.2.2 L'ancrage nominal du taux de change est-il expansionniste ?

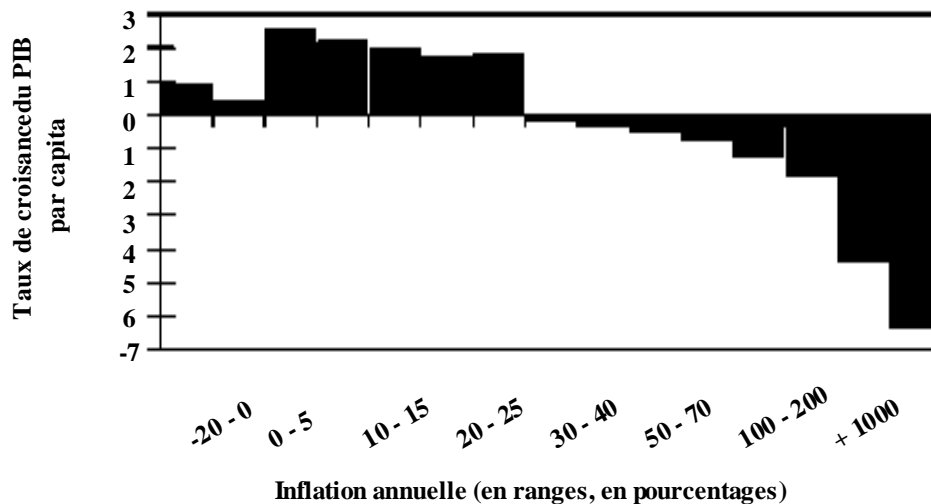
Easterly (1996) puis Hamann (2001) ont réfuté totalement l'idée de l'existence d'un effet récessionniste retardé des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Selon eux, il n'y a aucune évidence permettant de montrer l'existence d'un arbitrage entre « récession maintenant versus récession plus tard » dans la sélection de l'ancrage nominal de la désinflation. Lors des ses études sur 9 épisodes de stabilisation pilotée par le change identifiés¹⁹, Easterly (1996) montre que les stabilisations, quel que soit le choix de l'ancrage nominal, permettront une expansion de l'économie, en termes du produit et de la consommation privée. Selon lui, la croissance du PIB agrégé augmente dès l'année de stabilisation et devient de plus en plus forte tout au long des années suivantes. Le phénomène « boom » au début de la stabilisation ne peut pas être expliquée par l'ancrage nominal du taux de change puisque, les programmes fondés sur la monnaie permettent également une expansion immédiate de la croissance. Les mêmes résultats ont été obtenus par Hamann en 2001 avec 13 programmes de stabilisation basée sur le ciblage du change sélectionnés²⁰.

Easterly (1996) s'attaque ainsi au fait stylisé de la littérature des programmes ERBS, celle de « *récession maintenant contre récession plus tard* » en référant au dilemme des autorités publiques à choisir entre la monnaie ou le taux de change comme l'ancrage nominal. Selon lui, cette hypothèse est seulement plausible dans le cas où la fixité du change est insoutenable. Alors que dans ses travaux sur les périodes post-stabilisatrices où l'inflation reste sous contrôle, il n'est pas évident de montrer qu'il y a un effet récessionniste retardé dans les programmes de stabilisation. La seule explication de cet effet retardé est probablement dû à la guerre ou à des causes exogènes. Eichenique et Forteza (1997) ont également confirmé la conclusion d'Easterly (1996). Selon eux, il n'est pas évident de montrer que les « booms » sont expliqués par les programmes pilotés par le change. Ce phénomène s'explique plutôt par les chocs externes. Par conséquent, les gouvernements sud-américains ont tendance à lancer les programmes basés sur l'ancrage nominal du taux de change lorsque les conditions externes sont relativement favorables, d'où la coïncidence entre les « booms » obtenus par les programmes de stabilisation. Comment expliquer alors ce phénomène ? Bruno et Easterly (1995), en mettant en évidence une relation négative entre le taux d'inflation élevé et le taux de croissance de la production pour 127 pays de 1962 à 1992, ont suggéré que la réduction du taux d'inflation en dessous de 40%, soit en dessous du seuil de la « *crise d'inflation* », expliquerait l'expansion de l'activité économique. Le taux de

¹⁹ L'étude d'Easterly (1996) comprend les programmes de stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change suivants : Argentine (1990), Israël (1984), Uruguay (1968 et 1990), Mexique (1988), Islande (1984), Nicaragua (1991) et Brésil (1965).

²⁰ 13 programmes étudiés par Hamann (2001) sont : Argentine (1980, 1985, 1990), Israël (1986), Uruguay (1969, 1981 et 1990), Mexique (1988), Islande (1984), Nicaragua (1991), Pérou (1986), Equateur (1992) et Brésil (1965).

croissance du produit (par habitant) est positif lorsque le taux d'inflation se trouve dans une échelle allant de 0 à 30%, le plus élevé étant enregistré lorsque le taux d'inflation moyen se situe de 0 à 5%. Au dessus de 30%, le taux de croissance devient négatif, environ -7% pour les taux d'inflation égaux ou supérieurs à 1000% (voir **graphique 1.10**)



Source: Bruno et Easterly (1995)

Graphique 1.10 : La croissance du PIB selon les niveaux d'inflation

Ainsi, jusqu'à aujourd'hui, les discussions sur les impacts réels du choix de l'ancrage nominal en Amérique latine restent toujours un des formidables énigmes de la littérature macroéconomique. Malgré de conclusions tirées de différentes contributions sur les comportements des principaux indicateurs macroéconomiques, notamment sur l'évolution de la croissance et la présence du phénomène « *récession maintenant versus récession plus tard* », tout le monde s'accorde à dire qu'il demeure peu évident de savoir quel est l'ancrage nominal le plus efficace, pour lutter contre l'inflation chronique, et le moins coûteux, en matière de croissance en Amérique latine. Mais une chose est sûre, malgré de nombreuses tentatives échouées et un bilan mitigé tout au long de la deuxième moitié du 20^e siècle, le ciblage par le taux de change a été l'instrument le plus choisi au détriment de la monnaie. L'étude individuelle des pays ayant appliqué les stratégies d'ancrage nominal du taux de change dans la section suivante expliquera plus en détails le rôle joué par l'ancrage nominal du taux de change dans les pays latino-américains. Elle montrera que tous ont réussi à réduire graduellement, mais pas totalement, l'inflation élevée sans provoquer de fortes contractions économiques pendant la période de stabilisation. Mais le rôle du taux de change comme l'ancre nominale principale de la désinflation est complètement remis en question dans un contexte de comptes courants insoutenables.

1.3 Les principales expériences de stabilisation

Comme nous avons déjà signalé dans la section 1, deux catégories de programmes de stabilisation ont été observées en Amérique latine, l'une dite « *orthodoxe* » qui consiste à mettre en place des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change accompagnés par des ajustements fiscaux et structurels, l'autre appelée « *hétérodoxe* » qui comprennent des programmes de stabilisation par le change accompagnée cette fois par des mesures de contrôles sur les prix et les salaires et/ou par des réformes fiscales et structurelles. La plupart des programmes ont enregistré des échecs en matière de lutte durable contre l'inflation, notamment les programmes orthodoxes connus sous le nom « *tablitas* » observés dans les pays de l'Amérique du Sud à la fin des années 1970.

1.3.1 Les programmes *orthodoxes* : l'échec des « *tablitas* »

Les échecs en matière de réduction de l'inflation ont conduit à l'adoption d'une nouvelle approche de stabilisation en Amérique du Sud pendant les années 1970, appelée l'approche monétaire de balance des paiements (*Monetary Approach to the Balance of Payments – MABP*) qui soutient l'idée d'une parité continue du pouvoir d'achat. En effet, sous une parité continue du pouvoir d'achat, les prix domestiques seraient déterminés par le taux de change, et le ralentissement du taux de dévaluation du taux de change serait nécessaire pour stabiliser l'inflation. Avec le taux de change considéré comme principal instrument de lutte contre l'inflation, la balance extérieure pourrait être affectée par une politique de demande restrictive. La croissance de la production dépendrait des conditions d'offre domestiques et pourrait donc être stimulée en entreprenant les réformes structurelles orientées vers le marché. Ainsi, les ingrédients premiers du programme de stabilisation incluent l'application d'un sentier d'évolution pré-annoncé du taux de change et des ajustements fiscaux et structurels. Une libéralisation du commerce jouerait aussi un rôle particulier car l'adoption des tarifs bas et uniformes à l'exportation et à l'importation soutiendrait non seulement la croissance mais aussi la stabilité des prix.

Trois tentatives de stabilisation ont attiré l'attention des économistes : le programme chilien mis en place en février 1978, le programme uruguayen en octobre 1978 et le programme argentin en décembre 1978. Tous ont été connus sous le nom des « *tablitas* », tous ont recouru au système de glissement pré-annoncé du taux de change pour lutter contre l'inflation élevée et tous ont enregistré des issues défavorables.

1.3.1.1 Le « *tablita* » chilien (1978-1981)

Les résultats décevants dans la lutte contre l'inflation du programme de stabilisation fondée sur la politique monétaire restrictive de 1975-1977 conduit le gouvernement chilien, en 1978, à adopter une autre stratégie : chercher à réduire l'inflation grâce à la stabilité du taux de change. Un programme nommé « *tablita* » est mis en place. Il consiste à annoncer à l'avance l'évolution et l'ampleur des variations du taux de change. Le taux de dévaluation devrait être réduit progressivement afin de guider les anticipations inflationnistes. Le taux de change joue alors un rôle d'ancre nominal pour atteindre la stabilité des prix. Deux phases ont été remarquées :

- De février 1978 à juin 1979, le taux de dévaluation est pré-annoncé et est fixé délibérément en dessous du taux d'inflation du mois en cours.
- En juin 1979, le taux de change nominal est « *peggé* » à 39 pesos par dollar américain.

Les autorités chiliennes espéraient ainsi que la mise en place du système de glissement pré-annoncé permettrait d'imposer un plafond à l'inflation des biens échangeables et de générer une pause majeure dans les anticipations inflationnistes et de la persistance de l'inflation (Edwards, 2000). Les taux d'intérêt domestiques, malgré une baisse, demeurent à un niveau important (le taux de dépôt nominal se situant autour des 64% en 1978 contre 100% en 1977). L'inflation diminue mais reste encore au-dessus des 40% durant toute l'année 1978. Le taux de change réel continue s'apprécier fortement, le taux d'appréciation allant jusqu'à 16% au début des années 1980. La dépréciation continue du dollar, pendant 1979, permet une amélioration à court terme de la balance commerciale. Cette tendance est inversée en 1980 et le déficit commercial augmente considérablement en 1981. La croissance du PIB demeure importante tout au long de cette année, le taux en 1980 étant environ 7.7%, ce qui expliquerait l'assainissement des comptes publics qui enregistrent un surplus pour la deuxième année consécutive (à +5.4% du PIB en 1980 contre +4.8% en 1979 et -0.1% en 1978)²¹.

Le point tournant de l'économie chilienne arrive au troisième trimestre de 1981. Une nette contraction du crédit domestique pendant le premier trimestre est suivie par des entrées de capitaux limitées et une contraction de la masse monétaire. Les taux d'intérêt nominaux augmentent de nouveau en 1981 (le taux de dépôt nominal à 40.9% au début de 1981 contre 37.7% à la fin de 1980) et avec une inflation plus faible cette année, le taux réel augmente remarquablement. Une crise financière à la moitié de 1981 entraîne la Banque Centrale à se porter garante envers les banques en difficulté en émettant de la monnaie. A la fin de 1981, la croissance devient négative et en 1982, le taux est de -13.4%.

En juin 1981, la politique de change est finalement modifiée. Le peso chilien est dévalué

²¹ Les chiffres du déficit public viennent de la base de données du FMI qui prend en compte seulement les opérations du gouvernement central.

contre le dollar de 18% et le gouvernement prévoit une dépréciation mensuelle de 0.8% contre un panier de devises. L'indexation salariale, renforcée en 1979, est suspendue. Ces mesures sont jugées insuffisantes et les sorties massives de capitaux entraînent le gouvernement chilien à adopter un système de change flottant deux mois plus tard. La dépréciation se poursuit malgré l'intervention de la Banque Centrale et entraîne l'imposition des restrictions des transactions de change et une adoption éventuelle de la règle flottante au détriment de la fixité du taux de change. L'adoption de cette nouvelle règle marque la fin l'utilisation du taux de change comme ancre nominale de la désinflation.

1.3.1.2 Le « *tablita* » uruguayen (1978-1982)

L'Uruguay est un des pays à forte inflation chronique. En plus des problèmes d'inflation, le pays connaît aussi de longues périodes de stagnation depuis les années 1950 à 1970. Une combinaison des crises internes et externes (croissance faible, inflation élevée, large déficit public ou déclin des réserves de change) déclenche alors des efforts de réformes du gouvernement en 1974.

Entre 1974-1978, l'Uruguay adopte un programme d'ajustement orthodoxe, accompagné par des réformes structurelles importantes. Le déficit fiscal est réduit de 3.8% en 1974 à 0.9% du PIB en 1978. Certaines mesures ont été mises en place durant cette période, notamment:

- Un système de « *crawling peg* » pré-annoncé à la place d'un système de change fixe, permettant une dépréciation d'environ 20% pendant cette période.
- Des restrictions sur les transactions courantes et financières, éliminées en 1974.
- Une libéralisation financière avec l'augmentation du taux d'intérêt plafond, éliminée en 1976.
- Une libéralisation commerciale sous forme d'une réduction des tarifs à l'exportation pour les produits traditionnels et sous formes des subventions fiscales pour les produits exportateurs non traditionnels

La combinaison des ajustements orthodoxes et des réformes structurelles ont permis à l'Uruguay d'améliorer son taux de croissance à cette période. De 1974-1978, le taux de croissance annuel est de 4.1% en moyenne. Le taux d'inflation diminue, mais à l'image des autres pays adoptant une stratégie d'ajustement orthodoxe, la baisse de l'inflation uruguayenne demeure graduelle, le taux annuel diminuant seulement de 77.2% en 1974 à 44.5% en 1978.

En octobre 1978, le gouvernement uruguayen décide d'attaquer l'inflation en mettant en place une succession de glissements pré-annoncés (les « *tablitas* ») qui déterminent, de 6 à 9 mois à l'avance, l'évolution du taux de change. D'autres mesures sont également mises en place, participant à la lutte contre l'inflation: réduction des tarifs des importations et des subventions à

l'exportation.

Le « *tablita* » implique une baisse du taux de dévaluation à la fin de 1979 et au début de 1980. L'impact sur l'inflation est cependant limité. Le taux d'inflation augmente durant 1979, à 66.8% en moyenne. Le taux de change réel s'apprécie de 20% en moyenne en 1979. La combinaison de l'appréciation du change réel et la détérioration des termes de l'échange, associée avec le second choc pétrolier a fortement contribué au déficit de la balance commerciale de 1979 à 1980. La croissance reste relativement satisfaisante due essentiellement à l'explosion de la consommation privée (aux alentours des 6% de l'an).

Après 1979, l'inflation domestique diminue (à 63.5% en 1980 et 34% en 1981) mais la convergence au niveau mondial reste encore lente. L'inflation demeure supérieure au taux de dévaluation jusqu'au début de 1982. Le gouvernement connaît un grand déficit fiscal en 1982, à -9.1% du PIB contre -1.5% en 1981 et 0.0% en 1980. Avec la surévaluation de la monnaie nationale depuis 1979 entraînant une réduction des réserves de changes, le programme « *tablita* » est abandonné en novembre 1982.

1.3.1.3 Le « *tablita* » argentin (1978-1981)

L'Argentine souffrait, à la fin de l'administration Péron en 1976, d'une croissance faible (le PIB estimé à -0.01% contre -0.6% en 1975), d'un taux d'inflation annuel important (444% en 1976 contre 183% en 1975) et des déséquilibres externes considérables. Le pays a connu une intervention profonde de l'Etat notamment lors des contrôles des prix, des nationalisations des entreprises, des restrictions quantitatives et des tarifs élevés dans le système commercial.

L'arrivée du nouveau gouvernement en 1976 est mis sous le signe de la libéralisation et de la stabilisation de l'économie. En 1976-1977, le système « prix-salaire » argentin est graduellement débloqué. Le système bancaire est décentralisé et les taux d'intérêt sont déterminés par les mécanismes du marché. Les mouvements des capitaux sont libéralisés et la plupart des contrôles sur les capitaux sont abandonnés. En décembre 1978, le gouvernement annonce un certain nombre de mesures pour combattre l'inflation. Le système des « *tablitas* », glissement pré-annoncé, est mis en place dans le but de fixer l'évolution du cours des changes jusqu'à la fin d'août 1979 ainsi que pour toute l'année 1980. Certaines mesures fiscales ont été également mises en place.

L'inflation, après l'annonce, diminue de 175.5% en 1978 à 100.7% en 1980. La convergence de l'inflation vers le niveau mondial vers les niveaux modérés reste relativement lente. La surévaluation du change réel et la détérioration des termes de l'échange agrandissent les attentes de dévaluation. De nombreuses crises de capitaux et de dettes publiques entraînent l'abandon du « *tablita* » en Argentine en 1981.

Leçons des « tablitas » : *La désinflation via la mise en place des « tablitas », c'est-à-dire des programmes visant à pré-annoncer l'évolution du taux de dévaluation permet de réduire l'inflation, mais seulement de façon graduelle et de courte durée, bien qu'ils permettent une orientation transparente des anticipations inflationnistes. Peu coûteux en termes de croissance de l'activité, ces « tablitas » ont, comme attendu, provoqué une surévaluation du change réel, mettant les pays concernés à des situations de déficits courants intenable. L'endettement externe élevé, la dégradation des déficits souverain et extérieur, ainsi que l'insolvabilité du système bancaire (épuiement des réserves de change, manque de liquidité des banques commerciales) ont conduit les trois pays à des crises de change majeures au début des années 1980. Ainsi, sans des ajustements structurels et fiscaux rigoureuse, l'ancrage nominal par le change, avec un taux de dévaluation pré-annoncé, reste un instrument insuffisant pour lutter contre l'inflation chronique. Les « tablitas » sont alors considérés comme un échec de stabilisation.*

1.3.2 Les programmes *hétérodoxes* : succès suivis souvent de crises...

Les programmes *hétérodoxes* consistent à mettre en place une politique monétaire restrictive ou une politique de fixité de change, souvent accompagnée par des politiques de revenus (notamment des contrôles de prix-salaires) et/ou des ajustements fiscaux et structurels. Ils ont été utilisés par de nombreux pays en développement à partir de la moitié des années 1980. Ces programmes ont connu des succès dans leur lutte contre l'inflation, qui ont été, cependant, remis en cause par les déficits souverain et courants excessivement élevés et intenable, conduisant souvent à des crises financières et l'écèlement du système de change. Cinq programmes ont attiré notre attention : le *Plan Austral* (1986) et la *Plan de Convertibilité* (1991) en Argentine, le *Pacte de Solidarité* en 1987 au Mexique, le *Plan Cruzado* (1986) et le *Plan Real* (1994) au Brésil.

1.3.2.1 Les programmes *hétérodoxes* en Argentine

Deux programmes *hétérodoxes* argentins sont souvent cités par la littérature : le *Plan Austral* de juin 1985 et le *Plan de Convertibilité* d'avril 1991.

1.3.2.1.1 Le *Plan Austral* (1985)

L'Argentine, a été, pendant longtemps, touchée par le phénomène d'inflation chronique

élevée. Le problème d'inflation s'est aggravé dans les années 1980. Entre 1983 et 1985, le taux d'inflation annuel moyen est de 547.5% par an (avec plus de 670% en 1985), ce qui montre les limites du programme orthodoxe de stabilisation mis en place vers la fin des années 1970. L'atmosphère de crise et la présence d'un taux élevé d'inflation entraînent la mise en place du Plan Austral en juin 1985 qui comporte notamment :

- Une nette dévaluation accompagnée par un ajustement à la hausse des prix du secteur public et des taxes à l'exportation et des tarifs à l'importation plus élevés.
- Une imposition des contrôles de prix et de salaires pour une durée indéterminée.
- Une introduction d'une nouvelle devise appelée l'Austral fixée par rapport au dollar (soit 1 USD équivalent de 0.8 austral). La devise et les dépôts sont convertis au 14 juin à un taux fixe de 1000 pesos par un Austral.

L'effet sur l'inflation est immédiat. Six mois après l'annonce du programme, le taux d'inflation est de 452.4% (en glissement annuel) au dernier trimestre de 1985 et 81.5% en été 1986 contre 1036.2% en juin 1985. L'activité réelle, qui décline durant la première moitié de l'année 1985, continue à baisser au troisième trimestre pour se reprendre dans le quatrième. Le taux de croissance annuel s'établit à -6.9% en 1985, avant la reprise enregistrée en 1986, à 7.1%. Les modifications des contrôles de prix-salaire en 1986 et 1987 et le passage à un système « *crawling-peg* » pré-annoncé en février 1987 ne permettent pas la poursuite de la réduction de l'inflation. Le taux annuel passe de 90.1% en 1986 à 131.3% en 1987 avant la montée en flèche à la fin des années 1980 (à 3079.8% en 1989). D'autres tentatives de stabilisation ont été mises en place mais elles n'ont pas connu de succès attendus.

1.3.2.1.2 Le Plan de Convertibilité en Argentine (1991-1997)

L'échec du *Plan Austral* en 1985 a conduit le gouvernement du Président Raul Alfonsín à mettre en place d'autres programmes de stabilisation. Tous ces programmes ont rencontré de sérieux problèmes de crédibilité et tous se sont avérés inefficaces, ne pouvant éviter la remontée de l'inflation, voire l'apparition d'une forte hyperinflation, avec un taux mensuel dépassant les 3650% au moment de l'arrivée au pouvoir de la nouvelle administration de Menem, en juillet 1989. La première réponse du nouveau gouvernement est de tenter de stabiliser l'inflation en appliquant un programme orthodoxe, fondé sur la politique monétaire restrictive en mars 1990. Cependant, comme les autres programmes orthodoxes, l'Argentine n'a pas réussi à ralentir l'accélération de l'inflation, alors que les performances en croissance demeurent très décevantes. Le taux d'inflation annuel reste encore à des niveaux élevés, avec un record enregistré à 20266% (en glissement annuel) en mars 1990. De son côté, la croissance du PIB enregistre un taux négatif pour la troisième année consécutive en 1990 (à -1.8% après -6.9% en 1989 et -1.9% en 1988).

L'objectif du gouvernement argentin est donc de ramener le taux d'inflation vers des niveaux mondiaux, en dessous de 10%. Cela se traduit par l'application d'une nouvelle stratégie de désinflation, mise en place à travers le *Plan de Convertibilité* (« *Convertibility Plan* ») en mars 1991. L'un des éléments clés de ce nouveau programme est la transformation du système de change en une *caisse d'émission* (« *currency board* »), avec un taux de change fixé à 10000 Australes par dollar. Les modifications du système de change sont à la charge du Congrès, à la place des décisions discrétionnaires de la Banque Centrale. Cette dernière ne pourrait émettre de la monnaie que lorsque la devise nationale s'affaiblissait totalement par rapport aux devises étrangères et ne pourrait plus fournir de crédits au gouvernement. L'Austral est totalement convertible pour les transactions du compte courant et du compte financier, et l'utilisation du dollar comme unité de compte et moyen d'échange est légalisée. La loi élimine également tout contrôle de change, toutes clauses d'indexation automatique, et autorise des contrats libellés en monnaie étrangère.

Les autres points importants du programme sont structurels, notamment les réformes commerciales²², dérégulation, privatisation²³ et réformes du système bancaire plutôt que fiscaux. Bien que les comptes budgétaires se soient améliorés substantiellement au début de l'application du *Plan de Convertibilité*, avec des déficits enregistrés respectivement à -0.03% et -0.7% en 1992 et 1993, ce bon résultat provient surtout de la bonne conjoncture, avec une croissance économique soutenue (environ 8.6% en moyenne de 1991 à 1993), et des revenus des privatisations. La politique fiscale n'a pas été resserrée durant toute cette période. En fait, la politique budgétaire argentine a été même expansionniste dans les premières années de l'application du programme, jusqu'à l'arrivée de la crise « *Tequilla* » en 1995.

Les quatre premières années du « *currency board* » ont été un succès. L'impact du *Plan de Convertibilité* sur l'inflation a été immédiat et considérable. En 1993, le taux d'inflation annuel passe à un taux de 10.6% (contre 24.9% en 1992 et 171.7% en 1991) et la convergence vers les taux mondiaux est acquise en 1994 quand le taux annuel passe en dessous de 5%, à environ 4.2%. Une nette baisse des taux d'intérêt nominaux dans les mois qui suivent l'application du programme de stabilisation suggère que ce programme connaît une crédibilité non négligeable (le taux de dépôt reculait à 8.1% en 1994 contre 61.7% en 1991 et 1517.9% en 1990).

La croissance du produit explose, aux alentours des 8% en moyenne pendant 1991-1994. Les déficits publics restent à des niveaux modérés, en dessous de la barre de 1% du PIB, alors que le gouvernement n'appliquait jusque là que quelques réformes structurelles, notamment dans le domaine de privatisation et du commerce extérieur. Cependant, la combinaison de l'appréciation

²² Les tarifs à l'exportation et les restrictions quantitatives sur l'importation ont été abandonnés, à l'exception de ceux appliqués à l'automobile, textiles et chaussures, et le tarif moyen à l'importation a été réduit nettement, et ceux appliqués au capital et aux biens intermédiaires éliminés complètement.

²³ De 1991 à 1994, le gouvernement a privatisé 90% des entreprises publiques, générant environ 20 milliards de dollars qui sont utilisés pour réduire la dette publique.

du change réel (de 14% en moyenne par rapport au dollar de 1991 à 1994) et l'explosion de la croissance du produit ont détérioré quelque peu le compte externe de l'économie argentine. En effet, la balance commerciale passe d'un excédent de 1.6% du PIB en 1991 à un déficit de 1.5% du PIB en 1992, le premier déficit enregistré depuis 1981. En 1994, le déficit commercial s'élève à environ 3.1% du PIB. Quant au compte courant, il enregistre un déficit record à -4.3% du PIB, soit un niveau jamais atteint depuis le début des années 1980.

Ainsi, l'appréciation du change réel et la détérioration du solde commercial deviennent un obstacle à la soutenabilité du *Plan de Convertibilité*. Face aux déficits importants des comptes courants, le maintien du *Plan de Convertibilité* dépend largement des entrées de capitaux. Or, les hausses des taux d'intérêt mondiaux entraînent les baisses de entrées de capitaux, créant un ralentissement de la croissance des dépôts et réduisant les prix des titres publics. Le retournement brutal des flux de capitaux et la crise financière mexicaine à la fin de 1994 ont conduit l'économie argentine dans une crise financière de 1994-1995. De décembre 1994 à mars 1995, les cours des actions et des obligations argentines ont chuté de façon vertigineuse. Le système bancaire a perdu 17% de ses dépôts totaux, alors que la Banque Centrale argentine perdait plus d'un tiers de ses réserves internationales (estimé à 5.5 milliards de dollars). Le système bancaire était totalement paralysé. La Banque Centrale a dû fournir plus de 5 milliards de liquidités aux banques commerciales à la fin d'avril 1995²⁴.

Et malgré cette crise, le gouvernement décide de poursuivre le *Plan de Convertibilité* en ajoutant certaines mesures fiscales, notamment les hausses de la TVA, imposition de 3% sur les taxes l'importation et élimination des subventions à l'exportation. La Banque Centrale est autorisée à fournir des ressources aux banques en difficulté, malgré la Loi de Convertibilité qui ne lui prévoit aucun rôle de fournisseur de monnaie. Cependant, ceci ne résout pas le problème de pénurie de crédits en Argentine. Les taux d'intérêt montent en flèche en deux ans, passant de 9.5% à la fin de 1994 à 19.3% en mars 1995.

Malgré une contraction économique sévère en 1995 (le PIB à -2.8% de l'an), l'économie argentine se reprend rapidement en 1996. Au second trimestre de 1996, le glissement annuel du taux de croissance du produit est positif. La croissance du PIB reste robuste, à 6% en moyenne entre 1996 et 1998, entraînant une hausse de demande d'investissement. Les progrès en matière d'inflation continuent et à la moitié de 1997, l'indice des prix à la consommation reste stable. A la fin des années 1990, l'application du *Plan de Convertibilité* a permis à l'Argentine de connaître une certaine stabilité des prix, dans un contexte de croissance robuste et malgré l'impact de quelques chocs externes extrêmement sévères (notamment la crise d'Asie en 1997, la crise de Russie en 1998). Cependant, le déficit public commence à dégrader à partir de 1996 (à -1.6% du PIB en moyenne de 1996 à 1998, contre seulement -0.5% du PIB en 1995), malgré la

²⁴ Chiffres fournis par Mishkin et Savastano (2000).

forte reprise économique. Les comptes courants se dégradent également, alors que les investisseurs étrangers commencent à s'interroger de nouveau sur la capacité de financement des pays émergents au lendemain de la crise russe (1998). Les taux d'intérêt domestiques, insensibles jusque là à la crise asiatique de 1997, augmentent de nouveau en septembre 1998 à des niveaux plus revus depuis la crise Tequilla de 1995 (le taux de dépôt se situant à 10.3% en septembre 1998 contre 6.4% en septembre 1997 et 9.2 en septembre 1995). Malgré la courte durée de la crise et la volonté continue du gouvernement argentin de laisser agir les marchés, les comptes extérieurs continuent de se détériorer et le produit réel chute de 3.4% à la fin de 1999.

La dévaluation de la monnaie brésilienne en janvier 1999 emmène l'Argentine en pleine récession. La perte soudaine de compétitivité vis-à-vis de son principal partenaire commercial aggrave davantage le climat économique observé depuis la fin de 1998. Le ralentissement de l'activité se confirme avec un taux de croissance à -0.8% en 2000 et -4.4% en 2001. L'économie est en déflation en 2001 pour la troisième année consécutive.

Bien que le système de « *currency board* » n'autorise aucun recours à la politique monétaire pour contrer les chocs conjoncturels, l'Argentine demeure le dernier pays de la région ayant un système d'ancrage strict au dollar. Les autorités argentines n'envisagent pas de dévaluation, estimant que les conséquences déstabilisatrices à court terme (notamment l'alourdissement de la dette externe et interne) sont plus graves que l'effet positif escompté d'une amélioration de la compétitivité des exportations. Malgré un plan destiné à restaurer la compétitivité de l'économie, avec notamment l'introduction d'un « peso commercial » au deuxième trimestre 2001, les exportations restent déprimées. Parallèlement, la hausse du taux d'intérêt réel (décélération de l'inflation alors que le taux nominal reste quasiment stable) et l'aggravation du taux de chômage continuent de peser sur la consommation et l'investissement. Ce climat tendu s'est poursuivi au point de devenir socialement insoutenable. L'issue en a été le flottement du peso à partir de janvier 2002, mais trop tardivement pour éviter la crise économique, sociale et politique dans le pays. Depuis la dévaluation du peso en janvier 2002, l'Etat, le système bancaire et nombre d'entreprises sont techniquement en faillite. La plupart des contrats financiers sont suspendus, prolongeant l'économie dans une phase de dépression. Le PIB s'est contracté de 10.9% en volume à la fin de 2002.

1.3.2.2 Le Pacte de Solidarité Economique au Mexique (1987)

Avant 1976, le Mexique a connu une longue période de stabilité des prix et de croissance annuelle de 15% par an. La période 1979-1981 est marquée par la mise en place d'une politique fiscale expansive, l'accélération taux d'inflation (passant de 15.8% en 1976 à 24.2% de 1979-1981 en moyenne), la surévaluation du taux de change réel et un taux d'intérêt réel domestique

négalif. Ces problèmes sont accentués par une crise de la dette importante en 1982, ce qui entraîne une explosion du taux d'inflation au Mexique et en 1983, dont le taux annuel passe à plus de 100%.

L'administration de « *de la Madrid* », arrivant au pouvoir en 1982, a tenté de stabiliser l'inflation et améliorer les services de la dette publique à travers un programme orthodoxe combiné d'une gestion du taux de change et des ajustements fiscaux. Les résultats obtenus ne sont pas satisfaisants. Le taux d'inflation est réduit pour trois années, jusqu'en 1986, mais demeure à un niveau très élevé, environ 86.2%. De plus, l'économie mexicaine est confrontée à un effondrement des prix pétroliers pendant la période 1982-1986. Cet effondrement est associé à une nette accélération de l'inflation, et en 1987 le taux annuel se situe à un niveau environ de 131.8%. Malgré les ajustements fiscaux, le Mexique a tout de même eu faire face à des niveaux records de déficits publics (passant de -12% du PIB en 1982 à -13.1% en 1986) dans un contexte de récession économique, le taux de croissance moyen estimé à seulement -0.3% en moyenne de 1982 à 1986.

Les performances économiques de 1986-1987 entraînent les autorités mexicaines à changer de direction dans leur programme de stabilisation et en décembre 1987, le *Pacte de la Solidarité Economique* est annoncé. « *El Pacto* », signé entre les syndicats, les entreprises et le gouvernement, est un programme hétérodoxe qui comprend quelques ajustements fiscaux, un régime de change fixe, un blocage des salaires et des prix des services publics et une libéralisation du commerce.

Concernant le système de change, on a observé une certaine évolution depuis la mise en place du « *El Pacto* », notamment :

- Entre février et décembre 1988, le taux de change nominal est fixe par rapport au dollar américain, devenant la principale ancre nominale pour rompre les anticipations inflationnistes et réaliser une désinflation rapide²⁵.
- Entre janvier 1989 et novembre 1991, le système de glissement actif ou pré-annoncé est introduit. Pendant cette période, le taux actuel de dévaluation est délibérément fixé en dessous du taux d'inflation du mois en cours afin de réduire les anticipations inflationnistes et les hausses des prix. Le taux maximum de dépréciation tolérée est négocié dans le cadre d'un pacte avec les syndicats.
- En novembre 1991, les autorités ajoute une certaine flexibilité au système en mettant en place un régime à bande glissante (avec une marge de fluctuation de +/-1.2% en 1991. Cette mesure est mise en place pour décourager les entrées de capitaux (de court terme) d'une part et pour autoriser quelques corrections sur le change d'autre part. Malgré

²⁵ Pendant les trois premiers mois du programme de stabilisation, entre octobre et décembre 1987, les salaires nominaux ont été l'ancre nominale principale du système mexicain. Le choix du taux de change comme l'ancre nominale en février 1988 a été fait sous pression des syndicats.

l'élargissement graduel de la bande de fluctuation (à $\pm 8.7\%$ en 1993), le régime n'est pas jugé comme flexible et les autorités monétaires conduisaient sans cesse des interventions intra-marginales pour défendre la bandes implicites.

Les résultats en matière d'inflation sont très satisfaisants pour le gouvernement mexicain après une année de l'application du programme. Le taux mensuel descend de 34.6% en janvier 1989 à 18% en moyenne pour le reste de l'année (contre 114% en 1988). La croissance du produit, très rapide à la fin de 1987 (à 4.6% en glissement annuel au dernier trimestre), ralentit en 1988 (à 1.3% en moyenne contre 1.7% en 1987). Elle demeure cependant positive et explosive en 1989, à 4.2% en moyenne. Le maintien d'un taux de change fixe et une inflation décélérant pour le reste de l'année 1987 se traduit par une appréciation du taux de change réel de 50% en 1988. Associée à l'effondrement du prix pétrolier, l'appréciation du taux de change réel ont fortement détérioré la balance commerciale et le compte courant la même année.

En 1989, le passage au système de glissement pré-annoncé entraîne une baisse graduelle du taux d'inflation mais aussi du taux de dépréciation du peso, mais il ne permet pas d'inverser l'appréciation du change réel. L'ancrage nominal a certes permis une baisse substantielle de l'inflation, de 26.7% en 1990 à 9.8% en 1993, mais la lenteur du rythme de désinflation a provoqué une appréciation du change réel et un déficit courant considérable depuis 1991. Pour financer le déficit, le recours aux capitaux étrangers était nécessaire. Pour cela, des politiques de taux d'intérêt élevés et des interventions sur le marché des changes ont permis de maintenir le peso artificiellement fort. Ce qui a accentué l'appréciation du change réel et la détérioration du solde courant et par conséquent une augmentation des besoins en capitaux. En dépit de la polémique sur la surévaluation du peso amorcée depuis 1991, les autorités monétaires se sont refusées à corriger le taux de change. Le Pacte social signé entre le gouvernement et les salariés dépendait du maintien de l'ancrage nominal du taux de change, ce qui génère la crainte d'une reprise de l'inflation en cas d'abandon de l'ancre nominale.

En 1994, le niveau de la surévaluation et le poids du déficit courant étaient devenus insoutenables, supposant ainsi une dévaluation imminente de la devise mexicaine. Les investisseurs étrangers commencent à réviser leurs projets, déclenchant une inversion brutale des flux de capitaux. Suite à des fortes pressions spéculatives, les autorités monétaires ont été contraintes d'abandonner le régime à bande glissante en décembre 1994. Une défense plus poussée de la bande était alors impossible, compte tenu de la faiblesse des réserves de change. Le résultat fut une récession, une explosion du chômage et une érosion des salaires en 1995. Cependant, la faillite de l'Etat et du système bancaire a pu être évitée grâce à une intervention rapide et massive du Fonds Monétaire International et du Trésor américain (avec un soutien officiel de 50 milliards de dollars).

Depuis, la monnaie mexicaine fluctue librement, la Banque Centrale n'intervenant, de façon

automatique, que lorsque la dépréciation du peso par rapport au dollar dépasse 2% en une seule journée. La compétitivité reste stable, alors qu'elle s'était dégradée entre 1990 et 1991 compte tenu de la surévaluation du change. En revanche, le taux d'inflation s'élève de nouveau au dessus de 30% après la crise, ce qui nécessite l'application d'un nouveau programme de désinflation, fondée sur le ciblage de la monnaie cette fois.

1.3.2.3 Les Plans de stabilisation au Brésil

Deux programmes brésiliens ont attiré l'attention des économistes : le *Plan Cruzado* en 1986 et le *Plan Real* en 1994.

1.3.2.3.1 Le Plan Cruzado (1986)

Au début des années 1980, le taux d'inflation a fortement et rapidement augmenté au Brésil. Après avoir dépassé la barre de 192% en 1984, le taux annuel approche à près de 226% à la fin 1985. Cette hausse spectaculaire peut être expliquée par les effets du second choc pétrolier, avec une importante dévaluation en 1983, un intervalle d'ajustement salarial réduit ainsi que les effets de la crise des dettes publiques. Le Brésil est confronté non seulement à une croissance souvent irrégulière, mais aussi à un déficit courant important aux débuts des années 1980. Le recours à l'endettement extérieur faisait alors du Brésil l'un des pays les plus endettés au monde.

En février 1986, face à tous ces problèmes, le gouvernement décide de lancer le *Plan Cruzado* dans le but de stopper la montée de l'hyperinflation sans générer des coûts associés au programme orthodoxe dans les années 1970. Le *Plan Cruzado* prévoit une nouvelle devise, le *cruzado*, pour remplacer le *cruzeiro* (1000 *cruzeiros* valent 1 *cruzado*) et le taux de change est fixé à 13.84 *cruzados* pour un dollar. Les prix sont bloqués au niveau du 27 février 1986 et toutes les formes d'indexation sont supprimées.

Le programme a connu un succès spectaculaire à court terme. La montée de l'inflation est interrompue, le taux trimestriel passant de 247.94% (en glissement annuel) au premier trimestre 1986 à 87.41 à la fin de l'année. Cependant, les signes d'une économie en surchauffe ne tardent pas à réapparaître au Brésil. Le taux de dépôt nominal s'élève à 109.5% à la fin de 1986 puis à plus de 400% en 1987. Les mesures de hausses fiscales sur certains produits annoncées après les élections de novembre 1986 ont eu des effets négatifs sur les prix et les salaires et affaiblissent quelque peu la crédibilité de la politique de stabilisation. Pendant les trois années suivantes, le Brésil tente de rééditer l'expérience *Cruzado* mais n'a pas réussi à éviter le retour d'une forte inflation.

1.3.2.3.2 Le *Plan Real* (1994-1997)

Pendant les années 1980 et au début des années 1990, toutes les tentatives des autorités brésiliennes pour réduire l'inflation ont échoué (notamment le *Plan Cruzado* de 1986). Les politiques monétaires et fiscales restrictives et les blocages de prix et de salaires sont jugées insuffisantes et ne permettent de stabiliser l'inflation que sur une courte période, avec des coûts réels importants. En 1994, le gouvernement décide de lancer un nouveau programme économique, appelé le « *Plan Real* ». Le Plan tente de réduire l'inflation persistante grâce à l'adoption d'un système de change « *crawling peg* » et de mesures fiscales et monétaires restrictives. Il est introduit en deux phases. La première phase consiste à mettre en place un système d'indexation afin de résorber l'inflation persistante. Pour éviter des mauvais ajustements qui pourraient créer des pressions inflationnistes et affaiblir la crédibilité du programme de stabilisation lors de son application, le gouvernement décide d'introduire en février 1994 une nouvelle unité de compte. L'introduction de cette nouvelle unité, appelée l'*Unité de Valeur Réelle* (URV) permet de synchroniser les ajustements de prix à la journée à travers l'ensemble de l'économie. L'URV est approximativement équivalente à 1 dollar américain et sera utilisée jusqu'en juin 1994. Sa valeur, en termes de *cruzeiros reais* (la monnaie brésilienne à l'époque), est ajustée quotidiennement par l'inflation courante estimée. Les salaires, publics et privés, sont les premiers à être fixés en termes d'URV, puis les contrats non financiers et certaines transactions financières sont graduellement autorisées à se convertir librement en URV. Les politiques financières sont également restreintes à la première phase de l'application du *Plan Real*.

La seconde phase du programme entre en vigueur au 1^{er} juillet 1994. Le *cruzeiro reais* et l'URV sont remplacés par une nouvelle monnaie, le *Real*, avec un système de change « *crawling peg* » autorisant une lente dépréciation à un rythme pré-annoncé. Tous les contrats rédigés en *cruzeiro reais* (CR) à la fin de juin 1994 sont convertis en *reais* avec un taux de 2.750 CR par *real*. Tandis que les contrats et les prix en URV sont convertis en *reais* au taux un contre un.

Le succès du *Plan Real* est pratiquement immédiat. La croissance de la masse monétaire décroît rapidement (de 6060% au deuxième trimestre 1994 à 1279% à la fin de 1994 et à 66.4% au second trimestre 2005) en même temps que l'inflation mensuelle. Cette dernière diminue de 4005% au en juillet 1994 à 26.4% en août 1994 (en glissement mensuel).

La croissance du PIB augmente fortement dans les deux derniers trimestres de 1994 (à 5.8% et 10.9% en glissement annuel) permettant une croissance annuelle de 5.9% pour cette année contre 4.9% l'année précédente. La production industrielle augmente nettement, entraînant la capacité d'utilisation des facteurs dans le secteur industriel à un niveau de record. La croissance de la production s'explique par une forte augmentation de la demande domestique, laquelle

renforcée par de nombreux facteurs, notamment la baisse de la taxe sur l'inflation et ses effets positifs sur la richesse privée, les hausses de salaires, des taux d'intérêt négatifs et une expansion du crédit à la consommation. La consommation privée est fortement élevée depuis le troisième trimestre 1994 à avril 1995.

Malgré l'expansion de la demande, les pressions sur l'inflation demeurent limitées au Brésil en raison de deux facteurs. Tout d'abord, les politiques d'ancrage nominal du taux de change entraînent une appréciation du taux de change réel, de 66.4% à la fin de 1994, 28.8% à la fin de 1995. Et puis, les réductions des taxes à l'importation ont favorisé les importations depuis la fin de 1994. Le taux d'inflation se situant à 66% en 1995 passe à 15.8% en 1996 et à 6.9% en 1998.

L'augmentation des importations entraînée par la hausse de la demande globale, la réduction des tarifs sur l'importation et l'appréciation du change réel sont à l'origine d'une détérioration exceptionnelle des comptes extérieurs. En effet, la balance commerciale passe d'un excédent 1.4% du PIB à un déficit de -1.8% du PIB en 1995 et -2.1% en 1996. Les comptes courants affichent également des déficits importants (de environ -4% du PIB en moyenne depuis 1995 contre -0.2% du PIB en 1994). L'accumulation de déficits publics (aux alentours de 7% depuis 1996) et le besoin d'un financement extérieur croissant ont poussé les taux d'intérêt à la hausse (le taux de dépôt se situant autour de 28% à la fin de 1998 contre 24% en 1997). Lorsque la crise asiatique (1997) et la crise russe (été 1998) ont durci les conditions de financement extérieur, cette hausse des taux d'intérêt ont fini par étouffer la croissance (à seulement 0.04% en 1998). La surévaluation du *Real* s'est alors avérée intenable et, en janvier 1999, le régime de « *crawling peg* » a volé en éclat, remplacé par un flottement de la monnaie. La politique monétaire se concentre alors sur un objectif interne avec la mise en place d'un régime de ciblage de l'inflation.

Leçons des programmes hétérodoxes : *les résultats des programmes hétérodoxes, notamment le Plan de Convertibilité argentin, le Pacte de Solidarité mexicain ou encore le Plan Real brésilien semblent avoir obtenu des résultats attendus et plus durables sur l'inflation. L'introduction des contrôles sur les salaires et des prix (à la différence des programmes orthodoxes des années 1970) avec la mise en place des ajustements fiscaux et structurels et surtout l'ancrage nominal du taux de change ont permis de réduire l'inflation de façon spectaculaire pendant les premières années de la stabilisation. L'explosion de la croissance économique a été remarquable. La réduction des déficits publics, à l'exception du Brésil, a été nécessaire pour maîtriser l'hyperinflation. Mais comme lors de l'application des programmes « *tablitas* », la surévaluation de la monnaie locale, la dégradation des comptes courants et le niveau d'endettement croissant des agents économiques et du système bancaire sont devenus insoutenables pour la poursuite du succès de ces programmes. L'ancrage nominal par le change est de plus en plus encombrant pour sortir le pays des crises financières qui se sont succédées en*

Amérique latine au milieu des années 1990 (notamment la crise mexicaine 1994, les crises argentines en 1995 et 2001, la crise brésilienne en 1999). Finalement, réussir une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change nécessite donc la mise en place des ajustements fiscaux plus efficace permettant une réduction notable du déficit budgétaire et un système bancaire et financier plus solide et moins endetté surtout dans les pays fortement dépendant des flux de capitaux et du climat politique et économique international comme les pays latino-américains.

Conclusion

La revue complète des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change confirme trois résultats énigmatiques observés en Amérique latine. Tout d'abord, la réduction de l'inflation via le ciblage par le taux de change a été graduelle. Dans la plupart des économies, malgré de nombreuses tentatives stabilisatrices, il a fallu attendre plus ou moins trois décennies pour voir l'inflation descendre en dessous de la barre des 40% (seuil de « *crise d'inflation* » selon Easterly (1996) pour les pays fortement inflationnistes). Cette désinflation, contrairement à la théorie conventionnelle, a été accompagnée par une forte expansion de l'activité économique dès le lancement des programmes et pendant les premières années post-stabilisatrices. La récession, attendue lors d'une application d'une politique désinflationniste, ne s'est manifestée que plus tard dans la plupart des épisodes, confirmant la présence du phénomène « boom-récession » d'une stabilisation pilotée par le change stylisé par Rodriguez (1982), Kiguel et Liviatan (1992) ou encore Calvo et Végh (1993, 1994). Dans certains pays, comme le Mexique notamment, la croissance du PIB est même restée soutenue après le lancement du Pacte de Solidarité de 1987 et durant les années post stabilisatrices, avant la crise financière de 1994. Cette performance s'oppose à celle obtenue durant les épisodes de désinflation pilotés par la masse monétaire où l'activité économique enregistre une récession initiale suivie par des accélérations de croissance et conduit ainsi à accentuer le débat sur l'éventuel impact du « *timing* » de l'apparition de la récession sur le choix de l'ancrage nominal en Amérique latine.

Mais si les désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change semblent avoir été sans coûts réels en Amérique latine, elles ont été fatales pour leur système financier. Connus comme un succès ou un échec, les programmes de stabilisation par le ciblage du taux de change se sont, à maintes reprises, soldés sur une crise de la balance des paiements et un effondrement du système financier et bancaire en présence d'une surévaluation de la monnaie locale et un niveau exceptionnellement élevé des comptes courants. Au lendemain des crises au Mexique en

1994 après l'application du *Pacte de Solidarité* de 1987, en Argentine en 1994-1995 après le *Plan de Convertibilité* de 1991 ou au Brésil en 1999 après le *Plan Real* de 1994, beaucoup d'économistes ont considéré que le choix de l'ancrage nominal par le change et par conséquent la mise en place d'un régime rigide de change ont conduit inévitablement à la surévaluation et éventuellement à une crise financière, dans un contexte de déficits publics et courants intenables. Dornbusch²⁶ (1997) a en effet résumé le chronique des échecs et des succès inachevés de l'ancrage nominal du taux de change comme suit : « *Les stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change se déroulent en trois phases : la première est très utile [...] L'ancrage nominal par le change permet de commencer une stabilisation. [...] Dans la seconde phase, l'appréciation croissante du change réel devient plus visible, de plus en plus importante, mais il est peu commode d'intervenir. [...] Finalement, dans la troisième phase, il est trop tard d'intervenir. L'appréciation du change réel est tellement importante au point où une dévaluation majeure est nécessaire. Mais les autorités y refusent. Le temps passe, et puis, un jour, les mauvaises nouvelles s'accumulent pour déclencher le krach.* ».

Le ciblage par le taux de change comme stratégie de désinflation a ainsi marqué l'histoire par sa popularité durant près de quatre décennies, mais aussi par son rôle mitigé et inachevé, voire échoué dans la stabilisation en Amérique latine. Malgré les tentatives accompagnées par de réformes budgétaires et structurelles, leur manque de rigueur et de crédibilité a conduit à des stabilisations graduelles, fragiles et dangereuses pour le système financier. La persistance de l'inflation au niveau élevé et la résurgence de crises financières ont entraîné l'abandon du taux de change comme principale ancre nominale de la désinflation en faveur de la restriction monétaire ou de l'inflation ciblée et la marche vers un régime de change de plus en plus flexible.

Mais l'expérience en Amérique latine ne doit pas remettre en cause l'efficacité de l'ancrage nominal comme une stratégie de désinflation. L'Europe centrale et orientale a connu le même problème d'inflation élevée lors de son processus de transformation vers l'économie de marché. Elle a utilisé, dans la plupart des cas, le même instrument de stabilisation – l'ancrage nominal du taux de change. Mais les issues ont été totalement différentes...

²⁶ Cité par Edwards (2000), page 8.

2 Le succès de l'ancrage nominal du taux de change : une analyse factuelle des pays d'Europe centrale et orientale

Introduction

Depuis la chute du mur de Berlin il y a quasiment vingt ans, les anciennes économies planifiées d'Europe centrale et orientale ont réalisé des grandes avancées vers l'économie de marché. La plupart des pays ont été confrontés à de taux d'inflation fortement élevés. L'hyperinflation était une menace réelle alors que les anciennes économies planifiées amorçaient leur transformation en économie de marché dans un contexte caractérisé par l'absence de rigueur des politiques macroéconomiques (notamment sur les dérapages budgétaires après l'ère communiste) et la levée du contrôle des prix. En 1992, le taux d'inflation moyen approchait de 295% en Europe centrale et orientale et augmentait dans les pays baltes, en Russie et dans les autres pays de l'ancienne Union Soviétique (à plus de 1000% en moyenne).

La transformation historique, qui a imposé un changement à presque tous les niveaux de la société, s'est accompagnée d'une instabilité considérable des prix. La libéralisation du système économique, des prix et du fonctionnement du marché, a entraîné une hausse spectaculaire du niveau général des prix. Déjà, à la fin des années 1980 et au début des années 1990, et bien avant le jour-J de transition conventionnel (le 1^{er} janvier 1990 en Pologne, 2 janvier 1992 en Russie), l'abandon des mesures importantes de contrôle des prix, décidé dans les principaux pays, a entraîné une première vague de hausse des prix. Puis, une libéralisation rapide et complète, souvent qualifiée de « *Big Bang* » et observée en Pologne notamment, inaugure une période de transition. Certaines économies avec des fondamentaux macroéconomiques solides, comme l'ancienne Tchécoslovaquie, ont pu résister à cette envolée de l'inflation. En revanche, l'inflation s'est fortement accélérée dans les autres pays d'Europe centrale et orientale, notamment en Pologne et dans les pays de l'ancienne Yougoslavie, où les déséquilibres macroéconomiques s'avéraient profonds. Certains pays, comme la Roumanie ou la plupart des anciennes économies soviétiques, ont préféré, une méthode de libéralisation en douceur, avec des réformes graduelles et partielles qui ont conduit à des hyperinflations spectaculaires.

La première vague de hausse des prix a été suivie par une longue période fortement inflationniste. Même dans les pays connus pour leur prudence financière (comme la République

Tchèque et la Slovaquie) ou dans les pays poursuivant constamment leurs politiques monétaires restrictives (l'Albanie), l'inflation a immédiatement bondi dans le sillage de la libéralisation des prix. Dans les pays où les politiques sont plus laxistes – l'inflation est demeurée à des niveaux exceptionnels et s'est transformée en hyperinflation dans certains cas, avec un taux d'inflation dépassant les 1000% (notamment en Pologne en 1992, en Croatie en 1993, en Ukraine en 1993 ou en Bulgarie à la fin de 1996). La persistance de l'inflation pouvait être expliquée par les niveaux excessifs de déficits publics, ainsi que par la création monétaire croissante, les pressions salariales, l'indexation des revenus nominaux et les ajustements des prix relatifs.

Cependant, il faut admettre que la plupart des Etats ont accompli des progrès considérables en matière de désinflation. Durant plus ou moins une décennie, avec la mise en place des programmes de stabilisation, appuyés par les plans de soutien du Fonds Monétaire International et de la Banque Mondiale, les pays de l'Europe centrale et orientale (notés PECO) sont passés, dans un contexte de dérégulation et de libéralisation des échanges, de l'hyperinflation à une inflation généralement modérée. A la différence des expériences latino-américaines, l'inflation semble maîtrisée et ressemble de plus en plus à la dynamique des prix observée dans l'Union Européenne et la zone euro. Le rôle de la politique monétaire dans le succès de la stabilisation est souvent cité. Si l'ancrage nominal du taux de change comme instrument désinflationniste a été considéré comme un quasi-échec en Amérique latine (à l'exception de quelques succès enregistrés vers les années 1990), cette stratégie, soutenue par des réformes budgétaires rigoureuses, a joué un rôle fondamental dans l'orientation des prix et les anticipations des agents en Europe centrale et orientale. Dans la plupart des cas, la désinflation a été, avant tout, obtenue à l'aide d'un ancrage nominal par le change. Seules l'Albanie, la Slovénie, la Moldavie, la Roumanie figurent parmi les rares pays ayant utilisé, avec des succès et des échecs, un ancrage monétaire durant toute la période de stabilisation.

Outre la vitesse de désinflation observée dans la région, les études économiques sur le processus de transition posent alors une autre question cruciale : quel effet la désinflation a-t-elle eu sur l'activité économique ? La plupart des désinflations fondées sur l'ancrage nominal du taux de change se sont réalisées sans créer de réels coûts en matière de croissance économique. Alors que l'on craignait une période de récession profonde, du fait d'un effondrement plus important que prévu de la production au début de la désinflation. L'accélération de la croissance pendant les années post-stabilisatrices a été remarquablement solide, même s'il faut admettre que celle-ci a été insuffisante pour compenser les pertes d'emplois provoquées par la transformation structurelle et sectorielle. La surévaluation du change réel, une des conséquences attendues d'une politique de désinflation, certes, a aggravé les comptes courants. Mais à la différence de l'Amérique latine, l'Europe centrale et orientale, à l'exception de certains anciens pays soviétiques, a réussi à résister aux chocs financiers survenus à la fin des années 1990.

Nous allons, dans ce chapitre, dresser un bilan pour mieux comprendre le succès de la désinflation dans 20 principaux pays en transition d'Europe centrale et orientale : la Pologne, la Hongrie, la République Tchèque, la Slovaquie, la Slovénie, l'Albanie, la Bulgarie, la Croatie, la République Macédoine, la Roumanie, l'Estonie, la Lettonie, la Lituanie, la Russie, la Moldavie, l'Ukraine, l'Arménie, l'Azerbaïdjan, le Bélarus et le Kazakhstan. Nous nous concentrerons sur certains aspects comme la vitesse de désinflation, la croissance, l'évolution des déficits publics, tout en soulignant le rôle spécifique joué par l'ancrage nominal du taux de change. Cette étude permettra de mettre en évidence les similitudes et les différences avec les stabilisations basées sur le ciblage du taux de change des pays d'Amérique latine. Après avoir décrit les principales phases de la désinflation, ainsi que le rythme de la désinflation dans une première section, nous chercherons à comprendre le succès de l'ancrage nominal du change dans la désinflation, ainsi que les coûts d'une telle stratégie sur l'économie dans son ensemble. Nous étudierons enfin, dans la troisième section, quelques uns des succès et des échecs de la désinflation les plus marquants en Europe centrale et orientale.

2.1 La désinflation en Europe centrale et orientale

Les épisodes de désinflation en Europe centrale et orientale ont été marqués par un début fortement inflationniste et par des rythmes de réduction de l'inflation différents tout au long des années 1990.

2.1.1 Le début des désinflations

Après un début de transition caractérisé par une très forte croissance des prix et une forte dépréciation du taux de change, une première phase de désinflation rapide apparaît dans la plupart des PECO. Comme nous l'avons déjà remarqué ci-dessus, les PECO ont connu des inflations d'ampleur différente au début de la transition. Les taux d'inflation ont été extrêmement élevés dans les pays de l'ancienne Union Soviétique et l'ancienne Yougoslavie, se situant à plus de 1000% comme en Lituanie, en Croatie, ou en Macédoine (voir **Annexe 2.1**). Dans les pays comme l'Arménie ou l'Ukraine, le pic du taux d'inflation annuel a été enregistré à environ 5000% en 1994 et 1993 respectivement. En revanche, dans les pays comme la Hongrie, la République Tchèque, la Slovaquie ou la Slovénie, les taux d'inflation n'ont jamais atteint les trois chiffres. La Hongrie a même été le seul pays, dont l'inflation est demeurée à un niveau modéré au moment de la transition, le taux maximal étant enregistré à seulement 34.2% en 1991.

La stabilisation de l'inflation devient alors la préoccupation première du processus de transition en Europe centrale et orientale. Les gouvernements débutent, tour à tour, leurs programmes de stabilisation, dans le but de contenir la montée spectaculaire de l'inflation. Certains ont choisi la méthode forte, de « *thérapie de choc* », en mettant rapidement en place des programmes sévères de désinflation dès le début de la transition. D'autres ont préféré une démarche plus gradualiste. Ceci explique ainsi les différentes dates de lancement des programmes de désinflation dans les PECO.

Pays	Approche épisodique Méthode de Calvo et Végh (1994)	Approche mécanique Méthode de Ball (1994)
EUROPE CENTRALE		
Pologne	1990	1990
Hongrie	1990	-
République Tchèque	1991	1991
Slovaquie	1991	1991
Slovénie	1992	1992
EUROPE BALKANIQUE		
Albanie	1992	1992
Bulgarie 1	1991	1991
Bulgarie 2	1997	1997
Croatie	1993	1993
Macédoine	1994	1994
Roumanie 1	1993	1993
Roumanie 2	1998	1997
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE		
Estonie	1992	1992
Lettonie	1992	1992
Lituanie	1992	1992
Russie 1	1995	1992
Russie 2	-	1999
Moldavie	1993	- ¹
Ukraine	1994	1994
Arménie	1994	1994
Azerbaïdjan	1995	1994
Bélarus 1	1994	1994
Bélarus 2	-	1999
Kazakhstan	1994	1995
Nombre total des épisodes	22	22

¹ Les données trimestrielles de la Moldavie, nécessaires pour le calcul de l'inflation tendancielle et la sélection des épisodes de désinflation selon la méthode de Ball (1994), n'existent qu'à partir de 1995.

Sources: Fischer, Sahay et Végh (1998) - IFS 2007 - Calculs personnels

Tableau 2.1 : Les épisodes de désinflation en Europe centrale et orientale

Le **tableau 2.1** présente les épisodes de désinflation identifiés à partir de la méthode « *épisodique* » de Calvo et Végh (1994) ainsi que l'approche « *mécanique* » proposée par Ball (1994) pour 20 principaux pays en transition. La méthode « *épisodique* » de Calvo et Végh (1994), consistant à sélectionner les épisodes les plus connus, permet d'identifier 22 épisodes, dont celui de la Hongrie connue comme pays à inflation modérée. La méthode de Ball (1994), basée sur le calcul de l'inflation tendancielle et associée à la définition d'une « crise d'inflation » d'Easterly (1996), permet également d'identifier 21 épisodes, tout en excluant l'épisode hongrois (voir section 1, *chapitre 1*).

Les résultats du **tableau 2.1** montrent que les pays d'Europe centrale ont été les premiers à s'engager dans la lutte contre l'inflation élevée, suivis ensuite par les pays Balkaniques comme l'Albanie et la Bulgarie. La Pologne et l'ancienne Yougoslavie ont débuté la lutte contre leur hyperinflation à la fin de 1989. Le programme d'aide du FMI envers la Pologne a officiellement commencé au 1^{er} janvier 1990 mais les différentes étapes préparatoires ont été lancées bien auparavant, au dernier trimestre de 1989. Les résultats positifs sont déjà visibles après quelques mois d'efforts (voir section 3 la présentation complète du programme polonais et ses résultats). Les programmes yougoslaves, officiellement commencé en décembre 1989, ont été un succès, mais la désintégration de la Yougoslavie apporta ensuite une autre crise macroéconomique majeure à la fin de 1990 et en 1991.

Les autres pays ont ensuite suivi la Pologne et la Yougoslavie. L'ancienne Tchécoslovaquie et la Bulgarie ont débuté leur programme de stabilisation et de libéralisation à partir de 1991. La Slovénie, l'un des successeurs de la Yougoslavie, a renouvelé avec succès sa tentative de stabilisation à la fin de 1991. L'Estonie, la Lettonie et la Lituanie ont lancé leur politique de stabilisation en 1992, alors que la Croatie et la République Macédoine les imitent en 1993 et 1994. La Roumanie, la Bulgarie et d'autres pays de l'ancien empire soviétique ont répété leurs tentatives de stabilisation à maintes reprises. La Russie a réussi à réduire sa forte inflation seulement après la tentative de 1995²⁷, alors que l'Ukraine ne l'a réussi qu'une année plus tard tout comme les autres pays de l'ancienne Union Soviétique. Dans ces pays, la stabilité des prix devient de plus en plus fragile et les fruits de la stabilisation n'ont été que de courte durée, après la crise financière de 1998. La Bulgarie, quant à elle, a connu deux graves crises financières, l'une à la fin de 1993 – début 1994 et l'autre entre 1996 et 1997. La seconde crise a été extrêmement sérieuse, provoquant non seulement une profonde dévaluation de la devise locale, mais aussi un dramatique effondrement du secteur bancaire et un niveau intenable de la dette

²⁷ La stabilisation russe de 1995, la plus connue et sélectionnée par la méthode de Calvo et Végh (1994), a été précédée par d'autres tentatives non officialisées et non documentées, ce qui explique le décalage entre le début de l'épisode de désinflation identifié par la méthode de Calvo et Végh (1994) et celui de Ball (1994). Elle a été suivie par un autre épisode, celui de 1999, moins connu mais sélectionné par la méthode de Ball (1994). La même explication s'applique pour l'Ukraine, l'Arménie, l'Azerbaïdjan, le Bélarus et le Kazakhstan où l'épisode de stabilisation le plus connu débute en 1994, précédé par d'autres programmes de stabilisation. La méthode de Ball (1994) a permis d'identifier également la tentative mise en place au Bélarus en 1999.

publique. C'est seulement après l'introduction du régime de « *currency-board* », en été 1997, et l'application des mesures fiscales et structurelles restrictives, que l'inflation a commencé à se décélérer en Bulgarie. La Roumanie, quant à elle, n'a réussi à atteindre la zone d'inflation modérée qu'en 2004 après deux tentatives officielles de stabilisation, l'inflation étant ramené en dessous de 10% seulement à partir de 2005, à 9% et à 6.6% en 2006.

Les désinflations sont bien entamées, mais certains pays ont plus de mal que d'autres à ramener leur taux d'inflation vers une zone plus modérée.

2.1.2 La vitesse de désinflation

En général, les pays de l'ancien bloc soviétique et de l'ancienne Yougoslavie ont commencé leurs politiques de stabilisation plus tard que les pays de l'Europe centrale, du fait de début retardé du processus de transition et de l'instabilité politique, avec des conflits militaires dans certains cas. Cependant, à partir de 1994, certains pays notamment les pays Baltes (l'Estonie, la Lettonie et la Lituanie) ou la Croatie et la Macédoine, ont intensifié leur processus de désinflation et les performances en matière d'inflation ont dépassé parfois les leaders de la transition comme la Pologne, la Hongrie, la République Tchèque ou la Slovénie. Ainsi, pendant la première phase de désinflation, les taux d'inflation chutent généralement à un taux proche de 40% en 1994 et 1995, et à des niveaux inférieurs à 10% dès le début de l'année 1997. La baisse a été particulièrement marquée dans les pays Baltes tandis que le mouvement semble plus graduel en Hongrie et en Pologne. La République Tchèque a vu l'inflation se stabiliser à un niveau proche de 10% en 1994 (voir **Annexe 2.1**). La vitesse de désinflation dans 20 pays d'Europe centrale et orientale depuis le lancement des différents programmes de stabilisation jusqu'à nos jours est ainsi présentée dans le **tableau 2.2**.

En s'inspirant les travaux de Cottarelli et Doyle (1999), puis Wachtel et Korhonen (2004), et en utilisant les dates de stabilisation proposées par Fischer, Sahay et Végh (1998), les résultats du **tableau 2.2** présentent le nombre de périodes nécessaires à une réduction du taux d'inflation en dessous de 4 seuils représentatifs : 40% (seuil à partir duquel l'inflation est considérée comme élevée), 30% (seuil maximum de l'inflation modérée), 15% (seuil minimum de l'inflation modérée) et 7.5% (seuil maximum de l'inflation faible). Une désinflation d'un pays est classée lorsque son taux d'inflation franchit un seuil déterminé et reste dans la nouvelle zone pour au moins un an, sans s'accélérer de nouveau durant cette année.

Les résultats du **tableau 2.2** montrent que *les programmes de désinflation ont un effet relativement rapide en générale sur l'évolution du taux d'inflation*. Un programme de stabilisation a permis de ramener le taux d'inflation en dessous du seuil des 40% après environ deux ans (20 mois) en moyenne. La désinflation est particulièrement rapide en Europe centrale

où il a fallu seulement 13 mois en moyenne pour que l'inflation devienne inférieure à 40%²⁸. Seule la Pologne a eu besoin de plus de 3 ans, alors que seulement 3 à 4 mois ont suffi à la République Tchèque, la Slovaquie ou la Slovénie²⁹. La réduction de l'inflation élevée a mis plus de temps dans les Balkans et dans les pays de l'ancienne Union Soviétique (respectivement 23 et 21 mois en moyenne). A l'exception de l'Albanie, la Croatie et la Macédoine qui ont eu besoin de plus ou moins une année pour atteindre un niveau d'inflation en dessous des 40%, la désinflation a été beaucoup plus lente dans les autres économies. Le seuil des 40% a été atteint après plus de 30 mois en Estonie, en Lituanie ou dans la plupart des anciens pays soviétiques. Les premières tentatives de stabilisation mises en place en Bulgarie, en Roumanie, en Russie ou au Bélarus ont même échoué, l'inflation étant repartie à la hausse après avoir atteint ce seuil.

Pays	Pic	Pic	Stabilisation Date	Vitesse de désinflation			
	d'inflation (1990-2006)	d'inflation Date		Inflation < 40% *	Inflation < 30% **	Inflation < 15% ***	Inflation < 7.5% ****
EUROPE CENTRALE							
Pologne	1173.0%	févr-90	janv-90	40 mois	27 mois	25 mois	42 mois
Hongrie	31.0%	juin-95	mars-90	n.d	11 mois	77 mois	41 mois
Rép. Tchèque	67.6%	juin-91	janv-91	4 mois	1 mois	2 mois	86 mois
Slovaquie	73.7%	juin-91	janv-91	3 mois	1 mois	2 mois	51 mois
Slovénie	89.6%	déc-92	févr-92	4 mois	2 mois	25 mois	40 mois
Moyenne	287.0%	-	-	13 mois	8 mois	26 mois	52 mois
EUROPE BALKANIQUE							
Albanie	336.8%	oct-92	août-92	14 mois	3 mois	15 mois	2 mois
Bulgarie 1	429.3%	janv-92	févr-91	56 mois	n.d	n.d	n.d
Bulgarie 2	2019.5%	mars-97	avr-97	10 mois	1 mois	3 mois	2 mois
Croatie	1944.9%	juin-93	oct-93	12 mois	1 mois	1 mois	0 mois
Macédoine	2100.3%	oct-92	janv-94	12 mois	1 mois	4 mois	11 mois
Roumanie 1	317.0%	nov-93	oct-93	17 mois	1 mois	n.d	n.d
Roumanie 2	177.4%	juin-97	mars-98	43 mois	12 mois	16 mois	35 mois
Moyenne	1046.4%	-	-	23 mois	3 mois	8 mois	10 mois

1) Vitesse de désinflation: nombre de mois nécessaires pour franchir un des 4 seuils de désinflation

2) n.d : non déterminé, l'inflation n'étant pas descendue en dessous de ce seuil

* Tous les calculs sont comptés à partir du lancement du programme de stabilisation, identifiée par la date de l'application des programmes d'aide du FMI.

** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le premier seuil (40%) est atteint.

*** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le second seuil (30%) est atteint.

**** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le premier seuil (15%) est atteint.

Sources: Fischer, Sahay et Végh (1998) - Cottarelli et Doyle (1999) - Wachtel et Korhonen (2004) - IFS 2007 - Calculs personnels

Tableau 2.2 : La vitesse de désinflation en Europe centrale et orientale

²⁸ Tous les calculs sont comptés à partir du lancement du programme de stabilisation, identifié par la date de l'application des programmes d'aides du FMI. Sources : Fischer, Sahay et Végh (1998).

²⁹ La République Tchèque, la Slovaquie et la Slovénie ont atteint les taux d'inflation les plus élevés à seulement deux chiffres.

Pays	Pic	Pic	Stabilisation Date	Vitesse de désinflation			
	d'inflation (1990-2006)	d'inflation Date		Inflation < 40% *	Inflation < 30% **	Inflation < 15% ***	Inflation < 7.5% ****
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE							
Estonie	1241.9%	sept-92	juin-92	31 mois	2 mois	21 mois	21 mois
Lettonie	1444.6%	nov-92	juin-92	16 mois	13 mois	24 mois	13 mois
Lituanie	1412.6%	nov-92	juin-92	35 mois	12 mois	7 mois	13 mois
Russie 1	2321.6%	déc-92	avr-95	16 mois	2 mois	7 mois	n.d
Russie 2	126.5%	juil-97	sept-99	3 mois	1 mois	32 mois	n.d
Moldavie	2198.4%	déc-92	sept-99	12 mois	9 mois	14 mois	62 mois
Ukraine	10155.0%	déc-93	nov-93	25 mois	2 mois	6 mois	50 mois
Arménie	28528.8%	mai-92	déc-92	12 mois	4 mois	25 mois	1 mois
Azerbaïdjan	1899.6%	nov-94	janv-95	14 mois	2 mois	5 mois	4 mois
Bélarus 1	2795.6%	août-94	nov-94	22 mois	n.d	n.d	n.d
Bélarus 2	357.1%	août-99	sept-99	37 mois	5 mois	19 mois	17 mois
Kazakhstan	3121.5%	juil-94	janv-94	30 mois	5 mois	9 mois	10 mois
Moyenne	4633.6%	-	-	21 mois	5 mois	15 mois	21 mois
Moyenne générale	2798.4%	-	-	20 mois	5 mois	16 mois	26 mois

1) Vitesse de désinflation: nombre de mois nécessaires pour franchir un des 4 seuils de désinflation

2) n.d : non déterminé, l'inflation n'étant pas descendue en dessous de ce seuil

* Tous les calculs sont comptés à partir du lancement du programme de stabilisation, identifiée par la date de l'application des programmes d'aide du FMI.

** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le premier seuil (40%) est atteint.

*** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le second seuil (30%) est atteint.

**** Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le premier seuil (15%) est atteint.

Sources: Fischer, Sahay et Végh (1998) - Cottarelli et Doyle (1999) - Wachtel et Korhonen (2004) - IFS 2007 - Calculs personnels

Tableau 2.2 : La vitesse de désinflation en Europe centrale et orientale (suite)

Si la réduction du taux d'inflation à des niveaux plus modérés, en dessous de 30%, nécessite moins de temps dans la plupart des pays, seulement 5 mois en moyenne³⁰, ce début fortement désinflationniste s'est ensuite ralenti considérablement, et le retour à des niveaux similaires à ceux des pays de la zone euro a été relativement lent. Le seuil des 15% est atteint après 16 mois en moyenne (26 mois en Europe centrale) alors que le niveau en dessous de 7.5% n'est atteint après 26 mois (52 mois en Europe centrale)³¹. A la fin de l'année 1997, seulement quatre pays ont réussi à franchir le seuil des 7.5% notamment la Slovaquie (qui a tout de même besoin de 51 mois après avoir atteint le dernier seuil de 15%), la Macédoine et l'Azerbaïdjan. Deux mois seulement ont été nécessaires à la Croatie pour passer du seuil de 40% à une inflation inférieure à 7.5%³². Pour les autres pays, la désinflation vers des niveaux faibles reste graduelle et il a fallu 86

³⁰ Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le premier seuil (40%) a été atteint.

³¹ Tous les calculs sont comptés à partir de la date où le second (30%) et le troisième (15%) ont été atteints.

³² La Croatie a réussi, d'une manière impressionnante, à passer le seuil des 7.5% dans le même mois (mai 1994) tout comme cela a été le cas pour le seuil des 15%. En fait, la Croatie a enregistré une inflation négative pendant de nombreux mois de 1994.

mois à la République Tchèque pour voir son taux d'inflation descend en dessous des 7.5%, 50 mois pour l'Ukraine, 42 mois pour la Pologne, 41 mois pour la Hongrie, 39 mois pour la Slovaquie, 21 mois pour l'Estonie. La Roumanie et la Russie restent les seuls pays à ne pas avoir réussi à ramener leur taux d'inflation en dessous de 7.5% en 2004. En 2006, le taux d'inflation roumain est descendu à 6.6% alors que l'inflation russe demeure au dessus de 7.5%, à 9.7%.

2.1.3 La réapparition de l'inflation 1998-2000

La lenteur de la désinflation vers les niveaux des autres pays d'Europe de l'Ouest peut s'expliquer par la réapparition de l'inflation vers la fin des années 1990. Après une pause au cours des années 1997 et 1998, le processus de désinflation reprend dans la plupart des PECO, notamment dans les pays baltes durement frappés par l'effondrement de la demande extérieure russe consécutif à la crise de l'automne 1998. Une succession des chocs d'offre négatifs, notamment énergétiques et agricoles, est cependant à l'origine d'une résurgence temporaire de l'inflation à partir de l'été 1999. Certains pays ayant leur monnaie « *peggée* » à l'euro (notamment la Croatie) ou les pays adoptant le « *Euro-denominated currencies boards* » (l'Estonie et la Bulgarie) ont souffert de l'accélération de l'inflation dans la zone euro et de l'affaiblissement graduel de la monnaie européenne face au dollar américain. Enfin, les problèmes de politiques économiques domestiques et les déséquilibres macroéconomiques dans plusieurs pays, notamment en Roumanie, en Hongrie, en Pologne, en Slovaquie, en Slovaquie et en République Tchèque ont également joué un rôle important dans la réapparition de l'inflation dans cette zone.

La mi-2001 marque le début d'une nouvelle phase de désinflation, particulièrement nette en Hongrie, en Pologne et en République Tchèque ainsi que dans les pays baltes. En juin 2003, certains de ces pays connaissent une situation proche de la stabilité, voire une baisse du niveau général des prix. Les glissements annuels sont compris entre un maximum 8.5% en 2003 en Slovaquie et un minimum de -0.4% en Lituanie³³. Depuis, la Pologne, la Hongrie, la République Tchèque, la Slovaquie et les pays Baltes ont réussi à faire converger leur inflation vers le niveau fixé par les critères de Maastricht³⁴.

Les succès des programmes de stabilisation et la convergence du rythme de hausse des prix vers celui des pays industrialisés (et vers celui de la zone euro actuellement) ont suscité, pendant longtemps, des interrogations sur la soutenabilité de certains niveaux d'inflation. Des facteurs structurels, notamment la dérégulation des prix administrés, l'homogénéisation de la fiscalité et

³³ A titre de comparaison, le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation en janvier 1994 atteint le maximum de 177% en Lituanie.

³⁴ L'inflation ne doit pas dépasser la moyenne des trois meilleures performances parmi les pays membres de la zone euro, avec une marge de fluctuations de +/- 1.5%.

l'alignement des prix agricoles dans le cadre de la politique agricole commune pouvaient impliquer, à tout moment, une résurgence des pressions inflationnistes, comme cela a été le cas en Pologne, en Hongrie et en République Tchèque, par exemple, après l'entrée dans l'Union Européenne en mai 2004. Surtout, les choix opérés en matière de politique monétaire et de régime de change pouvaient créer d'éventuels dilemmes. Les facteurs monétaires et de change ont en effet joué un rôle prépondérant dans l'orientation des prix durant toute la transition. Les stabilisations dans les PECO nous offrent une palette complète de stratégies monétaires mises en œuvre. Il convient d'identifier plus précisément ces stratégies et leur contribution au succès des programmes de désinflation.

2.2 Les stratégies de désinflation

Au début de la transition, le but premier des économies d'Europe centrale et orientale est sans aucun doute la résorption des taux inflation à des niveaux plus tolérables, puis la stabilisation du système des prix. Ceci constitue une priorité et une condition initiale à la mise en place de leurs réformes économiques dans d'autres domaines. Deux types de programmes ont été utilisés : les programmes orthodoxes basés sur la monnaie ou sur le taux de change et les programmes hétérodoxes accompagnés par des contrôles de prix ou de salaires. Comme dans les pays latino-américains en prise avec l'inflation élevée, la plupart des pays en transition ont adopté un cheminement logique qui consiste à fixer le taux de change dans une première phase, puis à assouplir ce régime dans une seconde phase. Cependant, à la différence de l'Amérique latine, les stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change ont été considérées comme un franc succès en termes de réduction du taux d'inflation malgré des coûts, en termes de croissance et en termes d'emploi, observés durant les périodes de désinflation.

2.2.1 Le choix du régime de change

En utilisant les critères de sélection d'Easterly (1996) concernant la fixité du système de change et la convertibilité des comptes courants, et également la classification du FMI, nous pouvons récapituler les principales stratégies d'ancrage nominal de désinflation, incorporant le choix du régime de change. Les résultats sont présentés dans le **tableau 2.3**. Il ressort de ce tableau que 17 des 24 désinflations (incluant les désinflations hongroise et moldave non sélectionnées par la méthode d'identification de Ball (1994)) ont été obtenues à l'aide d'un ancrage nominal par le change, même si certains pays ne l'ont pas formellement déclaré.

L'ancrage monétaire jouait ainsi un rôle limité dans la mise en œuvre de politiques de stabilisation. Formellement, seules l'Albanie, la Slovanie, la Moldavie et la Roumanie semblent avoir fondé leur stratégie de désinflation sur un ciblage de la masse monétaire durant toute la période de transition. A noter que l'épisode russe de 1999-2004 est marqué par l'absence d'ancrage nominal spécifique signalé.

Pays	Stratégies de politique monétaire	Régimes de change
EUROPE CENTRALE		
Pologne	- jusqu'en 1997: ancrage nominal par le change - depuis 1998: ciblage d'inflation	- jusqu'en 1991: régime de change fixe - de 1991 à 1995: crawling peg - de 1995 à 2000: crawling peg à bandes larges - depuis 2000: régime de change flottant
Hongrie	- jusqu'en 2000: ancrage nominal par le change - depuis 2001: ciblage d'inflation	- jusqu'en 1995: régime de change fixe et ajustable - de 1995 à 2001: crawling peg à bandes larges - depuis 2001: régime de change fixe vis-à-vis de l'euro, avec bandes de fluctuations de +/- 15%
Rép. Tchèque	- jusqu'en 1997: ancrage nominal par le change - depuis 1997: cible d'inflation	- jusqu'en 1996: régime de change fixe - 1996: crawling peg à bandes de +/- 7.5% (panier composé à 65% de mark allemand et à 35% de dollar) - de 1997 à 2001: flottement géré - depuis 2001: régime de change flottant
Slovaquie	- jusqu'en 1997: ancrage nominal par le change - depuis 1998: approche multivariée avec cible d'inflation (inflation sous-jacente) et suivi de la masse monétaire	- jusqu'en 1997: régime de change fixe - en 1996 et 1997: crawling peg à bandes de +/- 7% - depuis 1998: flottement géré
Slovanie	depuis 1991: - cible informelle d'inflation à moyen terme - norme de progression monétaire M3 de 4% - suivi d'indicateurs dont le taux de change	- depuis 1992: flottement géré: crawling peg de fait vis-à-vis du mark allemand puis de l'euro
EUROPE BALKANIQUE		
Albanie	- depuis 1992: ancrage nominal par la monnaie	- depuis juillet 1992: flottement géré
Bulgarie	- de 1991 à 1997: ancrage nominal par la monnaie - depuis 1997: ancrage nominal par le change	- de 1991 à 1997: flottement géré - depuis 1997: currency board
Croatie	-depuis 1993: ancrage nominal par le change	- de déc 1991 à mars 1992: glissement adaptatif - de 1993 à 1998 : régime de change fixe (bande horizontale) - depuis 1999: flottement géré
Macédoine	-depuis 1993: ancrage nominal par le change	- de 1992-1993 : flottement géré - depuis 1994: régime de change fixe
Roumanie	- Ancrage nominal par la monnaie (M3) - Cible d'inflation à partir de 2005	- de 1990 à 1991: régime de change fixe et ajustable - depuis 1991: flottement géré

Sources: Banques Centrales nationales - Classification of Exchange Rate Arrangements and Monetary Policy Frameworks - Bubula et al. (2002), Barisitz (2004)

Tableau 2.3 : L'ancrage nominal et l'évolution du régime de change en Europe centrale et orientale

Pays	Stratégies de politique monétaire	Régimes de change
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE		
Estonie	depuis 1992: ancrage nominal par le change	- depuis 1992, currency board strict (en euro depuis 1999)
Lettonie	depuis 1992: ancrage nominal par le change	- jusqu'en février 1994: régime de change flottant - depuis 1994: régime de change fixe vis-à-vis du Droits de Tirages Spéciaux (DTS).
Lithuanie	depuis 1992: ancrage nominal par le change	- jusqu'en juillet 1994: régime de change flottant - depuis 1994: currency board strict en euro depuis 2002
Russie	- de 1991 à 1995: ancrage nominal par la monnaie - 1995-1997: ancrage nominal par le change - à partir de 1998: pas d'ancrage nominal spécifique signalé	- de 1991 à 1994: flottement géré - 1995-1996: glissement pré-annoncé (crawling peg) - à partir d'août 1998: flottement géré
Ukraine	- de 1993 à 1995: ancrage nominal par le change	- de 1992 à 1995: flottement géré - 1996-1998: taux de chane fixe (bande horizontale) - à partir de 1997: flottement géré
Moldavie	- depuis 1993: ancrage nominal par la monnaie	- depuis juillet 1992: flottement géré
Arménie	- de 1994 à 1995: ancrage nominal par la monnaie - 1995-1996: ancrage nominal par le change - à partir de 1997: pas d'ancrage nominal spécifique signalé	- de 1991 à 1994: flottement géré - 1995-1996: régime de change fixe - à partir de 1997: flottement géré
Azerbaïdjan	- de 1994 à 1995: ancrage nominal par la monnaie - depuis 1995: ancrage nominal par le change	- de 1991 à 1994: flottement géré - 1995-1996: régime de change fixe - à partir de 1997: glissement pré-annoncé (crawling peg)
Bélarus	- de 1994 à 1995: ancrage nominal par la monnaie - depuis 1995: ancrage nominal par le change	- de 1991 à 1994: flottement géré - 1995-1998: régime de change fixe - à partir de 1999: glissement pré-annoncé (crawling peg)
Kazakhstan	- de 1994 à 1995: ancrage nominal par la monnaie - 1995-1997: ancrage nominal par le change - à partir de 1998: pas d'ancrage nominal spécifique signalé	- de 1991 à 1994: flottement géré - 1995-1997: régime de change fixe - à partir de 1997: flottement géré

Sources: Banques Centrales nationales - Classification of Exchange Rate Arrangements and Monetary Policy Frameworks - Bubula et al. (2002), Barisitz (2004)

Tableau 2.3 : L'ancrage nominal et l'évolution du régime de change en Europe centrale et orientale (suite)

2.2.1.1 Le ciblage du change comme « *thérapie de choc* »

Pour Fischer et Sahay (2000), le choix de l'ancrage nominal du taux de change a joué un rôle important dans la stratégie initiale de stabilisation en Europe centrale et orientale. Le ciblage du taux de change a une double utilité dans la politique de stabilisation. Tout d'abord, le taux de change a une influence directe sur l'inflation. Dans les pays fortement inflationnistes, la

dépréciation du taux de change nominal est la cause essentielle de la montée de l'inflation, alors que la masse monétaire, le budget ou les salaires ne sont que des causes secondaires (Helpman et Leiderman, 1998). Fixer le taux de change constitue alors un moyen efficace pour lutter contre l'inflation, dans la mesure où il produit une appréciation du taux de change réel, qui exerce un effet réducteur sur le prix des importations.

Le taux de change a également un impact indirect sur l'inflation à travers son effet disciplinaire et de crédibilité. Il offre un signal clair et direct de la volonté des autorités monétaires à s'imposer une discipline financière car il est une donnée visible, facilement observable et vérifiable par tous, sur une base journalière, permettant à la banque centrale d'améliorer sa crédibilité. Les différents arguments en faveur de l'ancrage nominal par le change sont apparus particulièrement pertinents pour les économies en transition à la date de libéralisation des prix. L'ancrage par le change visait à prévenir le déclenchement d'un processus cumulatif de hausse des prix et la formation des anticipations inflationnistes. En outre, le choix d'un ancrage nominal du taux de change se justifiait, compte tenu des possibles conséquences négatives de la mise en place d'un ancrage nominal de la masse monétaire. La vitesse de circulation de la monnaie est rendue très instable par les changements structurels de la transition alors que la notion même de la monnaie est difficile à cerner. Une part importante des encaisses liquides est détenue sous forme de billets et devises. Les dépôts détenus par les banques ne sont pas mobilisables rapidement du fait de la quasi-absence de monnaie scripturale. L'agrégat monétaire *M2* représentait, au début de la transition, la totalité des placements financiers disponibles pour les agents économiques. Dans ce contexte, il est difficile de mettre en évidence l'impact réel d'un ciblage monétaire sur l'évolution du taux d'inflation et sur l'activité économique. De plus, les délais relativement longs d'obtention des statistiques relatives aux agrégats monétaires constituent des facteurs néfastes à l'efficacité de la politique du ciblage monétaire et à la crédibilité du signal (Brana et Chenaf-Nicet, 2001).

Les pays d'Europe centrale et orientale ont adopté différentes formes de taux de change fixe. La Pologne, la République Tchèque, la Slovaquie, la Hongrie et la Croatie sont parmi les pays à adopter un régime de change fixe dès le début de leur transition en «rattachant» leur monnaie nationale à une devise forte, notamment au mark allemand ou au dollar américain. Les autres pays comme les pays Baltes (l'Estonie depuis 1992, la Lettonie depuis février 1994, la Lituanie depuis avril 1994) ont préféré l'application d'autres formes de taux de change fixe, parmi elles, la *caisse d'émission* («*currency board*») - système dans lequel la base monétaire est indexée sur les réserves de change, afin, en particulier, de lutter contre l'hyperinflation. La mise en place de ce dispositif de change exige que toute la monnaie en circulation doive être exactement couverte par les réserves de change. La Bulgarie et la Roumanie, confrontées à des réserves de change insuffisantes ou à la faiblesse des fonds que les organismes internationaux pouvaient mettre à leur

disposition, ont suivi un régime de change flottant au début de leur stabilisation³⁵. La Bulgarie a pu adopter le système de « *currency board* », lors de sa deuxième tentative de stabilisation, alors que la Roumanie maintient jusqu'à nos jours le régime de change flexible³⁶.

Dans les pays de l'ancienne Union Soviétique, le début de la stabilisation est marqué par l'adoption du régime de change flexible. Plusieurs raisons ont été citées pour justifier ce choix : l'inquiétude concernant les conséquences des chocs réels qui pourraient apparaître pendant la transition, le sentiment qu'un système de change fixe ne pourrait pas se maintenir durablement alors que la crédibilité des autorités monétaires est au plus bas dans ces pays, le manque de réserves de change pour garantir la convertibilité de leur monnaie au taux de change courant, et plus simplement l'incapacité d'évaluer le taux auquel la monnaie nationale devait être « *peggée* » (Fischer et Sahay, 2000). Malgré l'adoption annoncée d'un régime de change flexible, le taux de change a été « *peggé* » au dollar américain ou au mark allemand rapidement après le lancement des programmes de stabilisation. Plusieurs pays ont entrepris les réformes monétaires et introduit de nouvelle monnaie. La Lituanie a mis en place le « *currency board* » en avril 1994, alors que la Lettonie a décidé en février 1994 de « *pegger* » sa monnaie aux Droits de Tirages Spéciaux (DTS). La Russie, l'Ukraine et d'autres pays de l'ancienne Union Soviétique ont basculé du régime flexible à un système de « *glissement pré-annoncé* » (« *crawling peg* ») en 1995, où le cours de référence est glissant, modifié périodiquement à un taux fixé à l'avance par les autorités monétaires. Dans la pratique, le régime de « *crawling peg* » est considéré comme intéressant pour les pays à forte inflation, car la monnaie est dévaluée régulièrement, ce qui évite les fortes appréciations de taux de change réel et permet une politique moins restrictive que celle requise par un taux de change entièrement fixe. Avec la plupart des régimes de change explicitement ou implicitement fixe, les taux d'inflation dans les anciens pays soviétiques commençaient à diminuer rapidement et atteindre des niveaux modérés et faibles en 1998, sauf en Russie ou au Bélarus, où les crises de la balance des paiements ont provoqué de nouvelles vagues inflationnistes. Le **graphique 2.1** montre ainsi le succès des 17 désinflation basées sur l'ancrage nominal du taux de change.

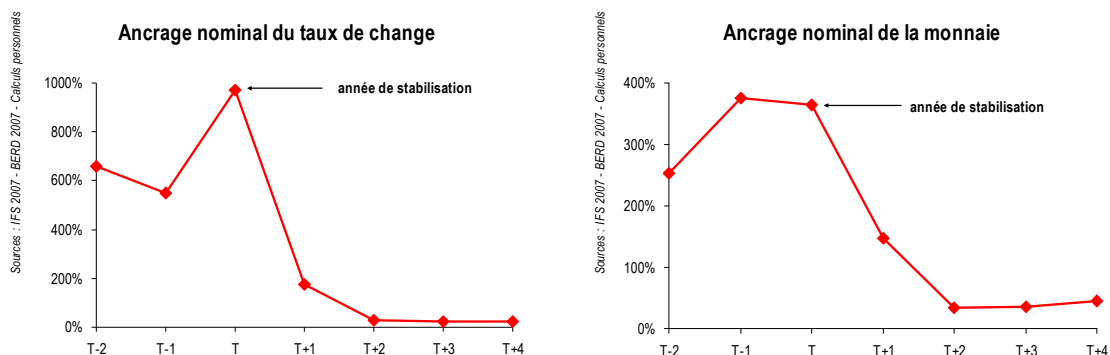
En général, l'ancrage nominal du taux de change apparaît comme l'instrument le plus efficace pour enrayer l'inflation élevée. Le **graphique 2.1** montre que d'un niveau d'inflation maximale observé au début des 17 épisodes de stabilisation (à 969.3% en moyenne à la date *T*)³⁷, le taux d'inflation est réduit à 157.4% en moyenne à la première année post-stabilisatrice (en

³⁵ Pour mettre en place un taux de change fixe, une condition préalable est que la banque centrale dispose de réserves de change suffisamment abondantes pour pouvoir intervenir sur le marché et soutenir le cours. Au début de la transition, 3 grands pays des PECO n'étaient pas en mesure de poursuivre une stratégie de change fixe : la Bulgarie jusqu'en 1997 dont les réserves moyennes équivalaient à 2 mois d'importations entre 1992 à 1999 contre la moyenne des 3 mois d'importations des 10 plus grands PECO entre 1992 et 1999, la Slovaquie (1.6 mois d'importations en moyenne au début de la transition) et la Roumanie (1.5 mois d'importations jusqu'en 1996).

³⁶ Le « *currency board* » n'a été adopté en Bulgarie qu'en 1997 où ses réserves de change atteignaient alors 4.4 mois d'importations. Sources : Coudert et Yanitch (2002).

³⁷ La méthode de calcul est présentée dans la section 2 du *chapitre 1*.

$T+1$) et à seulement 29.2% dès la troisième période post-stabilisatrice (en $T+3$). En revanche, bien que le niveau au début de l'épisode de désinflation soit inférieur à celui observé dans les pays appliquant le ciblage par le change, l'utilisation de l'ancrage par la monnaie ne permet pas de réduire rapidement le taux d'inflation. En moyenne, l'inflation se situe à environ 146.5% en $T+1$ contre 363.4% au moment du lancement de la stabilisation, soit une réduction de 60% contre 82% lorsque le taux de change est utilisé comme l'ancre nominale. De plus, l'ancrage nominal ne semble pas permettre de ramener le taux d'inflation en dessous de la barre des 30% puisque après 4 années de stabilisation, le taux d'inflation moyen des 6 épisodes de désinflation reste aux alentours de 40%, alors que dans les 17 épisodes de désinflation basée sur l'ancrage nominal du change, l'inflation se situe à 24.9% en $T+4$.



Graphique 2.1 : *L'ancrage nominal et l'évolution de l'inflation en Europe centrale et orientale durant l'épisode de désinflation*

Cependant, il faut admettre quelques exceptions si l'on regarde pays par pays :

- Certaines désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change, comme celle de la Russie (en 1995) ou du Bélarus (en 1994), sont considérées comme un échec, dans la mesure où l'inflation repartait à la hausse trois années après le début de stabilisation.
- La Slovénie et l'Albanie sont les seuls pays ayant réussi leur désinflation par le ciblage monétaire en ramenant leur taux d'inflation en dessous de 30% deux années après le lancement du programme de stabilisation, en dessous de 15% en $T+3$ (voir **tableau 2.2**).

2.2.1.2 La marche vers la flexibilité

Malgré leur succès en matière de lutte contre l'inflation, les régimes de change fixe adoptés au lendemain de l'ouverture n'ont ainsi subsisté que dans quelques PECO. Seule l'Estonie a décidé de conserver par la suite la stratégie de politique monétaire reposant sur l'ancrage nominal

par le taux de change adopté dès le début de leur transition - un régime de « *currency board* » ancré sur le mark allemand, puis l'euro, dans la perspective d'une adhésion plus rapide à l'union monétaire. C'est le cas également en Bulgarie, en Lettonie et en Lituanie où le « *currency board* » est utilisé pour garantir la désinflation obtenue dans les années 1990. Cependant, la majorité des PECO ont progressivement adopté des régimes de change de plus en plus flexibles. La stratégie de désinflation via le ciblage du taux de change commence à évoluer, bien que les autorités surveillent toujours l'évolution du change comme le seul indicateur fiable du succès des efforts désinflationnistes. Mais les périodes de changes fixes, malgré leurs vertus stabilisatrices en matière d'inflation, peuvent engendrer des déséquilibres des comptes extérieurs si l'inflation ne se décélère pas suffisamment rapidement. En effet, le taux de change nominal fixe et l'inflation plus élevée qu'à l'étranger produisent une augmentation des prix relatifs des biens produits dans le pays concerné par rapport à ses partenaires commerciaux. Ceci se traduit par l'appréciation du change réel et par conséquent, une perte de compétitivité et une détérioration de la balance commerciale.

Un autre argument en faveur d'une plus grande flexibilité du système de change lorsque le processus de désinflation est entamé, concerne la levée des contrôles sur les mouvements de capitaux. L'abandon de ces contrôles rend en effet le régime de change fixe aux brusques retournements des flux de capitaux, ce qui peut provoquer des crises de change. Dans les PECO, l'accession à l'Union européenne et les critères de Copenhague, impliquant une libre circulation généralisée des capitaux à l'intérieur de l'Union, demandent une libéralisation progressive de leurs contrôles de change. Des taux de change flexibles permettraient, en effet, de mieux absorber les chocs liés à la volatilité des flux de capitaux.

Ainsi, la Pologne, après avoir mis en place un système de change fixe dès 1991, a dû appliquer un système intermédiaire de « *crawling peg* », en ancrant sa monnaie sur un panier euro et dollar (55% d'euro et 45% de dollar) et progressivement élargir la bande de fluctuation du zloty jusqu'en 2000 afin d'influencer la politique monétaire et les anticipations. Les bandes de fluctuation admissibles ont été élargies à plusieurs reprises, deux fois en 1998, puis de nouveau en mars 1999, passant ainsi de $\pm 7\%$ à $\pm 15\%$ autour du cours central. En avril 2000, le zloty a été mis en flottement, ce qui était considéré par les autorités polonaises comme une démarche facilitant l'intégration à l'Union Européenne, dans la mesure où celle-ci nécessitait la libéralisation complète des mouvements de capitaux. Pour plusieurs observateurs, la Pologne figure parmi l'un des pays ayant réussi leur « sortie » du régime de change fixe.

La République Tchèque, qui avait jusque là adopté un régime de change fixe, a élargi, dès février 1996, les bandes de fluctuations de $\pm 0.75\%$ à $\pm 7.5\%$. Cet assouplissement n'a cependant pas permis d'éviter le flottement libre en mai 1997, considéré comme une intervention « à chaud » en raison notamment de l'ampleur des déficits courants et de la pression croissante

sur la couronne tchèque (attaques spéculatives sur les devises tchèque en 1997)³⁸. La politique de change slovaque est très proche de celle de la République Tchèque. Suivant la crise tchèque, la Slovaquie a adopté le « *crawling peg* » à bandes de $\pm 7\%$ avant l'introduction réussie du flottement libre en octobre 1998. En Hongrie, le système de change fixe et ajustable était remplacé, en mars 1995, par un système de parité à crémaillère pré-annoncé. Cependant, en mai 2001, la marge de fluctuation du change fixe vis-à-vis de l'euro était élargie de $\pm 2.25\%$ à $\pm 15\%$. Quant à la Croatie, le flottement géré a remplacé le système de change fixe à partir de 1999.

Dans les anciens pays soviétiques, certains, comme le Bélarus ou l'Azerbaïdjan, ont préféré basculer leur régime de change fixe à un système intermédiaire de « *crawling peg* », alors que les autres, comme les pays Baltes, ont préféré conserver le système de « *currency board* » ou passer directement au système de change flottant (la Russie, l'Ukraine, le Kazakhstan).

Le danger de ne pas basculer à un arrangement plus flexible au moment approprié, dans un contexte de comptes budgétaires et/ou courants insoutenables et de fortes mobilité des capitaux, a été illustré par la crise de change en République Tchèque en 1997 et surtout par la crise financière russe en 1998. Le Président Tchèque Václav Klaus (1997, pages 186-187), Premier Ministre à l'époque, a dû admettre que : « [...] *l'ancrage nominal du taux de change apparaît comme crucial pour le processus de transformation dans son ensemble. La variation de l'inflation tchèque n'était pas aussi grande que dans les autres pays en transition mais l'appréciation en termes réels atteinte après 76 mois de stabilisation se situe à presque 80%. Bien que nous surveillions constamment la bande de fluctuations de notre taux de change, [...], nous avons manqué le moment le plus convenable pour sortir du régime de change fixe* » et conclu : « *un régime de change fixe ne devrait pas durer trop longtemps* ». La période de flottement permet non seulement de tester la compatibilité avec la libéralisation des mouvements de capitaux mais aussi des taux de change non plus fixés par les autorités mais compatibles avec les forces du marché. Lorsqu'un équilibre est atteint, il est envisageable de revenir à des parités plus stables – l'une des conditions de l'entrée dans l'Union Monétaire Européenne³⁹.

Notons aussi que les politiques monétaires se sont adaptées aux politiques de change. Certains pays comme l'Estonie, la Lettonie, la Lituanie ont conservé leur stratégie d'ancrage nominal du taux de change tout comme la Macédoine. La Croatie a également maintenu le ciblage du change malgré le basculement vers un régime de change plus flexible. En Pologne comme en République Tchèque, depuis l'adoption du flottement, l'inflation constitue l'ancre nominale de la politique macroéconomique. Avant l'élargissement des bandes de fluctuation, la Hongrie avait au contraire choisi de renoncer à cibler l'inflation pour adopter la stratégie de pré-

³⁸ Le déficit courant tchèque s'élève à plus de 7% du PIB en 1996 avant l'adoption en mai 1997 du système de flottement géré dont la mise en place est accompagnée par une dépréciation de 12% de la couronne tchèque.

³⁹ L'une des conditions d'entrée en Union Monétaire Européenne est de participer au Mécanisme de Change Européen 2 (MCE 2) pendant deux ans sans tensions excessives.

annonce du taux de change comme l'ancre nominale. Depuis, le ciblage d'inflation a été introduit dans la politique monétaire. En Slovénie, la politique monétaire est soumise à un double objectif avec les agrégats monétaires comme objectifs explicites et le taux de change sous contrôle implicite (bien que le flottement de change soit officiel). En Slovaquie et dans certains pays de l'ancienne Union Soviétique (la Russie, l'Arménie ou le Kazakhstan), il n'existe pas de stratégie monétaire explicitement annoncée.

Ainsi, le taux de change a joué un rôle prépondérant dans la stabilisation des pays d'Europe centrale et orientale. En dépit d'une certaine hétérogénéité dans la vitesse de désinflation, la plupart des Etats ont accompli des progrès considérables en matière de lutte contre l'inflation élevée sur une période relativement courte. A la différences des expériences observées en Amérique latine, le succès de l'ancrage nominal du taux de change dans les pays en transition a été rendu possible également grâce à un rééquilibrage budgétaire, composante essentielle d'un programme de stabilisation.

2.2.1.3 Les réformes budgétaires

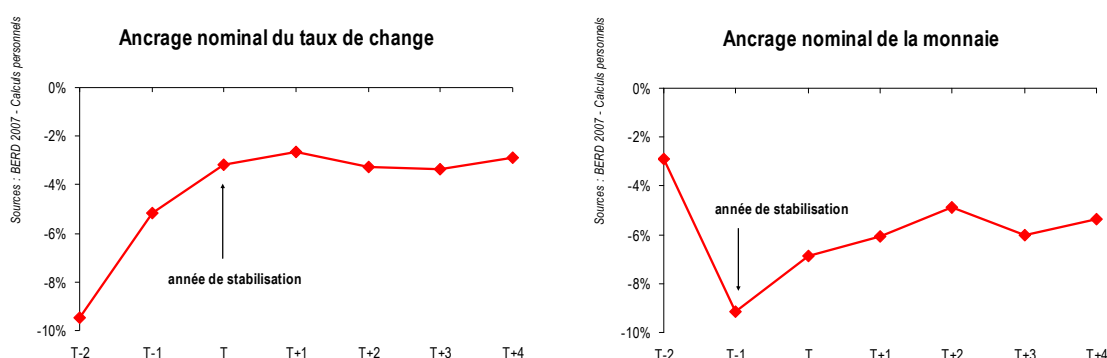
Pour Reinhart et Savastano (2003), une forte réduction du déficit budgétaire est toujours une composante majeure d'un programme de stabilisation. Le processus de désinflation peut prendre plusieurs années si la politique budgétaire n'est pas correctement ajustée. Au moment de la transition, les soldes publics se sont fortement détériorés. Comme l'**Annexe 2.2** le montre, dans les pays de l'ancienne Union Soviétique, le déficit budgétaire moyen s'élève à plus de 12% du PIB en 1992 (18.95% en Russie, 24% en Ukraine), plus de 3% dans les pays d'Europe centrale (5.3% en Pologne, 6.1% en Hongrie) et 9% dans les Balkans (4.5% en Bulgarie, ou 9.8% en Macédoine), alors que dans les pays Baltes comme la Lituanie, le solde positif enregistré en 1991 devient un déficit de plus de 5% en 1993.

Pour certains observateurs, les déficits publics élevés étaient inévitables au début de la période de stabilisation pour les pays en transition. Pour Fischer et Sahay (2000), si les restrictions budgétaires en faveur des entreprises publiques étaient considérées comme nécessaires, la marge de manœuvre pour une hausse des revenus fiscaux est limitée à court terme. Les systèmes d'imposition traditionnels et la structure institutionnelle pour collecter les recettes fiscales se sont effondrés. Par conséquent, les recettes ont fortement chuté. D'un autre côté, la demande pour les dépenses était forte puisque les investissements nécessaires aux réformes entreprises par l'Etat ne pouvaient pas être reportés. Wachtel et Korhonen (2004) suggèrent que le niveau élevé des déficits budgétaires au début de la stabilisation, dans les pays en transition, s'explique par l'effondrement de la production qui affecte les recettes fiscales, par la non prise en compte des recettes « quasi-fiscales », mais surtout par la volonté grandissante des décideurs de

politique économique de ne pas recourir à la création monétaire comme moyen de financement public, mais plutôt à d'autres instruments comme l'émission des titres du Trésor à court et long terme ou les revenus provenant des privatisations et les ventes de grandes entreprises d'infrastructure et bancaires.

Après le lancement des programmes de stabilisation, le déficit public s'améliore au fur et à mesure durant la période de désinflation dans les pays ayant adopté l'ancrage nominal du taux de change (voir **graphique 2.2**). L'amélioration est plus marquante dans l'ancienne Union Soviétique, relativement faible dans les pays Balkan, alors que la situation s'aggrave en Europe centrale (voir **Annexe 2.2**). Cependant, le niveau moyen des déficits des pays de l'Europe centrale demeure tout de même plus faible que dans les Balkans et dans les pays de l'ancienne Union Soviétique. En 1997, on constate de nouveaux surplus budgétaires dans les pays Baltes alors que les autres pays enregistrent des déficits supérieurs à 4% en moyenne.

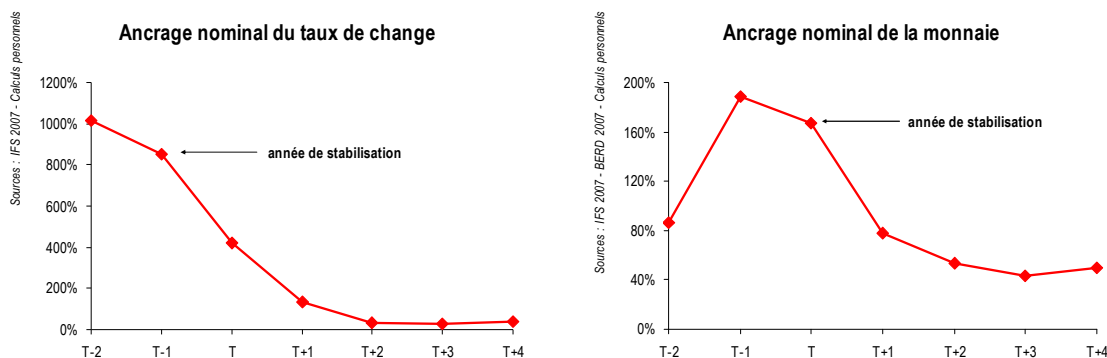
L'analyse parallèle de l'évolution des déficits budgétaires et des taux d'inflation suggère ainsi que le processus de stabilisation peut durer avec des déficits publics persistants et la lenteur des réformes fiscales. La plupart des pays qui ont réussi à mettre fin l'inflation élevée ont réduit leurs déficits publics, à l'exception de la Bulgarie, la Russie et ses anciens satellites comme l'Ukraine, l'Arménie ou le Kazakhstan. Même lorsque les réformes budgétaires sont opérées, le retour à une inflation faible prend du temps comme illustre le cas de la Pologne, la République Tchèque, la Slovaquie et surtout dans les pays recourant à l'ancrage nominal de la monnaie comme la Slovénie. La persistance des déficits budgétaires élevés (plus de 6% en moyenne pendant 8 ans) expliquerait sans doute la lenteur de la désinflation en Hongrie, pourtant figurée parmi les seuls pays, avec la République Tchèque et la Slovaquie, ayant enregistré le taux d'inflation le moins élevé par rapport à ses partenaires.



Graphique 2.2 : *L'ancrage nominal et l'évolution des déficits publics en Europe centrale et orientale durant l'épisode de désinflation*

2.2.1.4 La discipline monétaire

La rigueur des réformes budgétaires et la réduction des déficits publics qui en résulte peuvent être également observées à travers la discipline monétaire et le resserrement de la masse monétaire dans la plupart des épisodes de stabilisation pilotée par le taux de change. Le **graphique 2.3** décrit l'évolution de la croissance de la masse monétaire (M2) tout au long de l'épisode de stabilisation.



Graphique 2.3 : *L'ancrage nominal et l'évolution de la croissance monétaire en Europe centrale et orientale durant l'épisode de désinflation*

On constate en effet une diminution immédiate de l'offre monétaire dès l'année de lancement de stabilisation T . La baisse reste continue durant les années post stabilisatrices. La même remarque peut être faite pour les épisodes de stabilisation basée sur le ciblage monétaire. Cependant, les résultats montrent une formidable discipline monétaire dans les épisodes pilotés par le taux de change dans la mesure où les niveaux enregistrés avant le lancement de la stabilisation ont été largement supérieurs à ceux observés avant la stabilisation par la monnaie. En effet, la croissance monétaire s'est élevée à plus de 1000% et 850% pendant les deux années pré-stabilisatrices contre « seulement » 86.8% et 18.9% durant l'épisode de stabilisation basée sur le ciblage monétaire. Le ralentissement de la croissance monétaire a été exceptionnel, le taux passant à 420% durant l'année de stabilisation, puis à 136.7% en $T + 1$ et aux alentours de 30%-40% à partir de $T + 2$. Cette tendance a été observée dans la plupart des pays en transition, à l'exception des économies de l'ancienne Union Soviétique où le taux de croissance de la masse monétaire demeure à des niveaux supérieurs à 40% à la fin des années 1990, alors que dans les pays d'Europe centrale ou Balkan comme la Pologne, la Croatie ou encore la République Tchèque, ils se situent aux alentours de 10%-15% (voir **Annexe 2.3**). En Russie ou dans les autres anciens pays soviétiques, le manque de réformes budgétaires radicales fait que les niveaux

excessifs élevés des déficits publics soient encore financés par la création monétaire. Les politiques monétaires des Banques Centrales restent liées aux décisions politiques des gouvernements. La faible indépendance des Banques centrales et le financement par la création monétaire des dépenses gouvernementales expliquent alors la persistance de l'inflation dans ces économies vers la fin des années 1990. En revanche, l'indépendance grandissante des Banques Centrales constitue un des éléments clés du succès de la stabilisation par le change en Pologne, en République Tchèque, en Slovaquie ou encore dans les anciens pays yougoslaves.

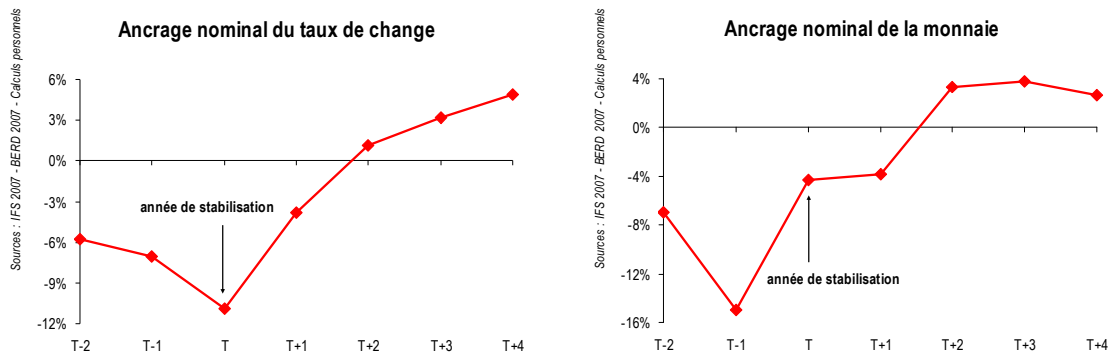
Au total, la performance en matière de lutte contre l'inflation élevée à partir de l'ancrage nominal du taux de change dans la plupart des pays en transition a été très impressionnante, accompagnée par une amélioration progressive de la balance budgétaire et une Banque Centrale de plus en plus indépendante attachée à la discipline monétaire. Cependant, cette performance entre t-elle en contradiction avec l'objectif de croissance et de compétitivité ? Provoque t-elle le même phénomène « *expansion – récession* » observé en Amérique latine ?

2.2.2 Les coûts de la désinflation basée sur le ciblage du taux de change

A la différence de l'Amérique latine, les désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change ont été un succès rapide, en matière de résorption des inflations élevées, dans la plupart des pays en transition. Une autre différence avec les expériences latino-américaines réside dans l'impact de ces politiques de stabilisation sur la sphère réelle et financière de l'économie.

2.2.2.1 Les désinflations au détriment de la croissance ?

Alors que dans la plupart des pays latino-américains, les stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change ont entraîné une amélioration initiale de l'activité économique, suivie d'une contraction, en Europe centrale et orientale, ce phénomène n'a pas eu lieu, bien au contraire. On a assisté, en effet, à une période de récession économique profonde au début des épisodes de désinflation comme le montre le **graphique 2.4**, qui présente la croissance moyenne du PIB des 17 épisodes de désinflation basée sur le ciblage du taux de change sélectionnés (avec T comme année de stabilisation). La croissance du PIB est à son plus faible niveau au moment du lancement du programme de désinflation (en T) avant de se reprendre pendant l'année post-stabilisatrice $T+1$. Ce n'est qu'à partir de l'année $T+2$, soit deux années après le début de la désinflation que la croissance redevient positive, avec un rythme plus ou moins important en $T+3$ et $T+4$. Ainsi, la désinflation semble avoir provoqué un effet initial fortement récessif, suivis ensuite par une accélération de la croissance vers le milieu de la période désinflationniste.



Graphique 2.4 : *L'ancrage nominal et le taux de croissance du PIB en Europe centrale et orientale durant l'épisode de désinflation*

En regardant pays par pays, on observera que les performances en matière de croissance ont été, toutefois, hétérogènes parmi les pays ayant utilisé le ciblage du taux de change. En Pologne comme en République Tchèque, en Slovaquie ou en Hongrie, les taux de croissance du PIB réel ont été fortement négatifs de 1990 à 1992, s'approchant parfois de -12% et -15% (voir **Annexe 2.4**). En Lettonie, on enregistre une croissance de -32% au moment de l'application du programme de désinflation, alors qu'elle s'approchait de -21% en Estonie ou en Lituanie. Les pays d'Europe centrale et orientale ne commencent à renouer avec la croissance que deux ou trois années plus tard, mais tous n'ont pas suivi la même trajectoire de performance en matière de croissance et de niveau de vie. La croissance a été, en moyenne, dynamique en Pologne, en Slovaquie, en Estonie, en Lettonie, en Hongrie, en Croatie et en République Tchèque (respectivement 6.0%, 4.6%, 3.7%, 3.5%, 3.2%, 2.7% et 2.0% de croissance réelle en moyenne entre 1993 et 2001). Les performances restent médiocres en Lituanie (seulement à 0.6% en moyenne entre 1993 et 2001) et surtout en Russie et dans les autres pays de l'ancienne Union Soviétique où les taux de croissance moyens restent parfois dans la zone négative, mais reflètent surtout les conséquences de la crise russe survenue en 1998 (-5.5% en Ukraine en moyenne de 1993 à 2001, -1.4% en Azerbaïdjan, -1.3% en Russie, -0.4% au Kazakhstan). Le retour aux taux de croissance positifs n'a eu lieu qu'à partir du début des années 2000. La Pologne reste parmi les seules économies à rester dynamique, soutenue solidement par la demande interne et l'investissement, mais n'a pas pu sortir de la zone de ralentissement perceptible depuis le sommet atteint en 1995 (la croissance s'élevant à 17.1%). La Hongrie, avec une croissance convergeant vers 4% en 1998, connaissait une situation intermédiaire. La croissance s'est accélérée en 1997-1998, après deux années de brutal ralentissement provoqué par le plan d'austérité et la dévaluation de mars 1995. La République Tchèque a subi une crise sur sa devise, qui enclencha l'obligation du freinage de la demande interne et qui pesa lourdement sur la croissance (le taux de

croissance se situant à environ -1% en moyenne entre 1997 et 1998). Dans les pays Baltes, malgré les pertes réalisées au début de la période de désinflation, les fortes croissances retrouvées après les deux premières années de désinflation semblent permettre de limiter les coûts à payer d'une désinflation.

Mais si ces pays ont été confrontés à une période de récession profonde et si la désinflation a provoqué une perte cumulative du produit depuis son application, il faut comprendre que celle-ci apparaît plutôt comme une conséquence inattendue de la transition qu'un résultat de la désinflation. Pour beaucoup d'économistes, il n'y a aucune évidence montrant, en effet, que la désinflation engagée soit la source des pertes de production tout au long des épisodes de désinflation dans les pays émergents européens. Selon Havrylyshyn et Wolf (1999), la dépression profonde, observée au début des épisodes de désinflation, s'explique par l'effondrement de la production totalement centralisée et l'inefficience du réseau de distribution de l'économie, alors que la réallocation des ressources, plus efficace que dans le système centralisé, demande de temps. Elle est le résultat d'une désorganisation entre les offreurs, les producteurs et les consommateurs, associée à la chute de la planification centrale (Blanchard et Kremer, 1997 ; Roland et Verdier, 1999), du basculement d'une structure contrôlée à la libre concurrence (Li, 1999) ou des difficultés des déplacements sectoriels en présence d'imperfections du marché du travail (Atkeson et Kehoe, 1996).

Pour certains, la désinflation a même été une réussite en matière de croissance. Pour Nsouli (1999), quatre facteurs ont joué un rôle clé pour limiter l'impact de la désinflation sur la croissance : le support politique considérable pour la désinflation et la libéralisation des prix, le lancement rapide des programmes de stabilisation, la mise en place de politiques d'accompagnement de consolidation fiscale dans la plupart des pays et la flexibilité des politiques monétaires durant toute la période de désinflation. En d'autres termes, la désinflation n'est pas une source de dépression en Europe centrale et orientale. Fischer, Sahay et Végh (1998) suggèrent qu'avec les réformes fiscales et structurelles fiables mises en places, la plupart des pays ont réussi à retrouver le chemin de la croissance. Les pays ayant entrepris les réformes profondes de leur structure économique et sociale ont été les plus performants en matière de croissance. Popov (2007) estime qu'il existe une relation positive entre la vitesse de libéralisation, les réformes structurelles et la croissance de l'activité. Seuls les pays n'ayant pas réussi à mener à bien leur projet de réformes (comme ce fut le cas de la Bulgarie à partir de 1997) ou ceux ayant choisi l'approche « gradualiste » de libéralisation (comme le cas de la Russie, l'Ukraine et les autres anciens pays soviétiques) ont enregistré des performances médiocres en matière de croissance.

On peut également comparer les performances en matière de croissance des programmes de désinflation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change, avec celles observées lors de

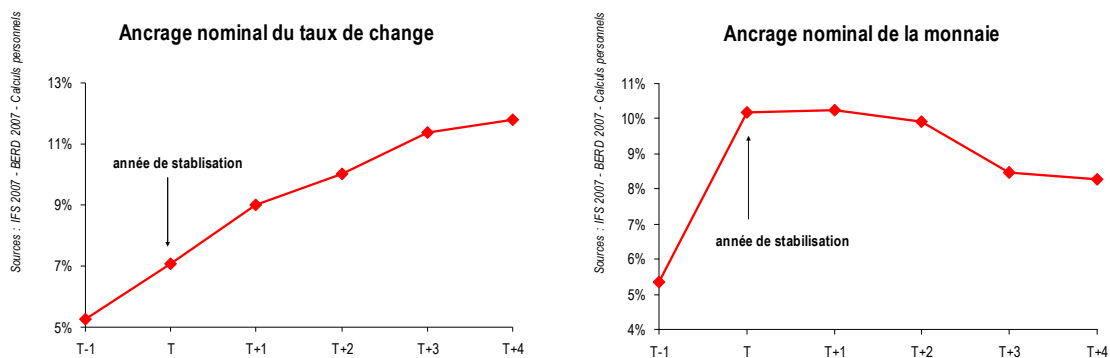
l'application d'un programme fondé sur le ciblage de la monnaie. Le **graphique 2.4** montre qu'en moyenne, le taux de croissance des 6 désinflations par le ciblage monétaire en Europe centrale et orientale est de 0.4% de la période T à $T+4$ contre -1.7% pendant 18 épisodes de désinflation via le ciblage du taux de change. Les épisodes de désinflation par le ciblage monétaire sont marqués par une période pré-stabilisatrice fortement récessionniste, alors que le lancement des programmes de désinflation par l'ancrage nominal de la masse monétaire semble permettre une reprise de l'activité économique. Dès la deuxième année après le début de la stabilisation, l'ensemble des pays a enregistré un taux de croissance positif, s'élevant à plus de 3% en moyenne. Cependant, il faut noter que l'ampleur de l'accélération post-stabilisatrice de la croissance dans ces économies reste bien inférieure à celle observée dans les pays ayant adopté le ciblage du change (le pic enregistré en $T+3$ se situant à 3.8% contre 4.9% en $T+4$ dans les pays ayant choisi le ciblage du change). Cette situation reflète la dépression profonde observée en Bulgarie et surtout en Moldavie où le taux de croissance demeure fortement en dessous de zéro pendant au moins deux années après le début de stabilisation (-2.4% et -12.7% en moyenne entre 1992-1994 en Bulgarie et entre 1993-1995 en Moldavie respectivement). Seule la Slovénie et l'Albanie semblent avoir réussi à tirer leur épingle du jeu. Après un début récessionniste, la croissance s'est reprise et s'est stabilisée un à niveau solide, autour de 4% et 10% en moyenne respectivement entre 1992 et 1995.

Bien que dans l'ensemble, la désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie apparaisse comme moins coûteuse que celle basée sur le ciblage du change, il reste, toutefois, difficile de tirer une conclusion concernant la meilleure stratégie d'ancrage de la désinflation, compte tenu de l'hétérogénéité des performances individuelles. A la différence de l'Amérique latine où le phénomène « *récession maintenant versus récession plus tard* » a été mis en évidence pour distinguer les coûts de la désinflation fondée sur les deux stratégies d'ancrage, en Europe centrale et orientale dans son ensemble, les désinflations, quel que soit l'ancrage nominal, ont été marquées par un début fortement récessionniste, suivi ensuite par une reprise et une accélération soutenue de la croissance pendant les années post-stabilisatrices. Si la croissance s'est accélérée tout au long de la période de désinflation, grâce à la solidité de la consommation des ménages et de l'investissement, cette reprise a été souvent peu créatrice d'emplois. Le manque de dynamisme sur le marché du travail vient ainsi accentuer la dégradation du taux de chômage, provoquée par la récession économique profonde au début de la période de désinflation.

2.2.2.2 Les désinflations au détriment de l'emploi

La désinflation par le ciblage du taux de change a été non seulement marquée par une récession économique profonde au début de l'épisode de désinflation, mais aussi par une

aggravation du taux de chômage comme le montre le **graphique 2.5**. Si la hausse du taux de chômage au début de l'épisode de stabilisation s'explique par le contexte récessionniste dans la plupart des PECO, le fait que l'accélération de la croissance du PIB, enregistrée pendant des années post-stabilisatrices, n'ait pas permis aux pays en transition de réduire le nombre de demandeurs d'emploi, constitue une vraie surprise pour les observateurs. En effet, on assiste au contraire, à une aggravation continue du taux de chômage depuis le lancement du programme (en T). Le taux moyen des 17 épisodes de désinflation basée sur le ciblage du change passe de 7.4% en T à 11.8% en $T + 4$. On observe ainsi une hausse à 16.4% en Pologne en 1993 contre 6.3% en 1990, à 11.9% en 1993 en Hongrie contre 9.8% en 1992 ou à 9.9% en Estonie en 1995 contre 3.7% en 1992 (voir **Annexe 2.5**). Ce niveau élevé du nombre de demandeurs d'emploi peut s'expliquer par l'ajustement provoqué par l'effondrement de la production, enregistré au début de la transition, et par une croissance économique insuffisante pour générer de nouveaux emplois.



Graphique 2.5 : L'ancrage nominal et l'évolution du taux de chômage en Europe centrale et orientale durant l'épisode de désinflation

En République Tchèque, jusqu'à la crise du printemps 1997, le gouvernement se prévalait du niveau très bas du chômage, aux alentours de 3.4% à 3.8% de 1993 à 1996 pour justifier la réussite de sa politique. Mais elle devait aussi passer par une phase d'augmentation du taux de chômage (à 4.8% en 1997, 6.5% en 1998 et plus de 8% à partir de 1999). Certes, même en forte hausse, ce résultat demeure remarquable comparé aux performances des autres pays limitrophes et même des pays de l'OCDE à laquelle la République Tchèque a adhéré en décembre 1995. Il faut noter que la faiblesse de ce taux traduisait aussi un ajustement inachevé de l'emploi à la chute de la production au début des années 1990. En Hongrie, le taux de chômage commençait à se contracter à partir de 1996 pour se stabiliser autour de 5% à 6% à partir de 1999, ce qui n'est pas le cas de la Pologne, de la Slovaquie, des trois pays Baltes où les taux de chômage s'approchent parfois dangereusement de la barre des 20% de la population active.

Dans les pays ayant choisi l'ancrage nominal de la monnaie, on a également observé une aggravation du taux de chômage au début de la période de stabilisation. Le taux de chômage a ainsi atteint 10.2% en T , reflétant la situation en Albanie (24% en 1992), Bulgarie (11% en 1991), en Roumanie (10% en 1993) et Slovénie (8% en 1992). La reprise de l'activité et l'accélération de la croissance à partir de $T+2$ semblent permettre de réduire légèrement le taux de chômage, qui passe à 9.9% en $T+2$, à 8.5% en $T+3$ et à 8.3% en $T+4$. La désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie semble moins coûteuse, en termes d'emplois, que celle basée sur le ciblage du change.

2.2.2.3 Les désinflations au détriment des comptes extérieurs

Alors que les programmes de désinflation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change se différencient de ceux appliqués en Amérique latine par ses performances en matière de croissance du produit, on observe au moins quelques résultats en commun : la détérioration des comptes courants et l'appréciation du taux de change réel. Mais à la différence de l'Amérique latine, la plupart des pays de l'Europe centrale et orientale ont réussi à résister aux instabilités provoquées par la situation intenable de la balance des paiements et de la surévaluation des devises locales.

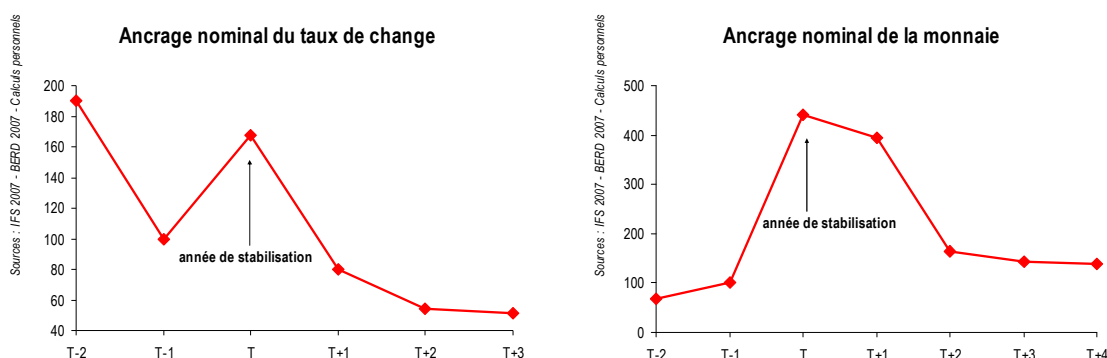
2.2.2.3.1 La surévaluation de la monnaie nationale

L'appréciation du taux de change réel est l'une des caractéristiques les plus marquantes des applications des programmes de désinflation quel que soit le choix de l'ancrage nominal. Ce phénomène a été observé dans tous les pays après l'application des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change (**graphique 2.6**). Mais les rythmes d'appréciation réels sont très hétérogènes selon les pays. L'appréciation du change réel a été d'autant plus forte que le régime de change adopté était contraignant. Comme l'**Annexe 2.6** le montrent, la Bulgarie et les pays Baltes à « *currency board* » semblent avoir connu une appréciation réelle substantiellement plus forte que celles des autres pays en régime de change fixe ou à bandes glissantes. L'appréciation réelle varie entre 12% et 20% en moyenne annuelle entre 1993 et 2001 en Estonie, en Lettonie et en Lituanie et plus de 30% entre 1997 et 2001 en Bulgarie⁴⁰. En revanche, dans les pays à régime de change fixe, basculé ensuite en régime intermédiaire à bandes glissantes (« *crawling peg* »), comme la Hongrie, par exemple, le taux de change réel s'est apprécié de 2% par an en moyenne de 1991 à 2001, 4.2% en République Tchèque ou 3.8%

⁴⁰ Le taux de change réel est défini, dans notre étude, par le produit du taux de change nominal (en unités de monnaies nationales pour une unité de dollar américain) et du rapport de l'indice des prix étranger (américain en occurrence) à l'indice des prix domestiques.

en Slovaquie. Dans les pays à régime intermédiaire « *crawling peg* » comme la Russie, le rythme d'appréciation réelle est très faible, seulement de 1.4% entre 1995 et 2001. Dans les autres anciens pays soviétiques en régime de change fixe, l'appréciation réelle a été très forte entre 1994 et 2001 (plus de 60% en moyenne).

L'appréciation réelle a été également observée dans les pays ayant appliqué l'ancrage nominal de la masse monétaire et un régime de change flexible (voir **graphique 2.6**). En Slovénie et en Albanie, l'appréciation réelle s'élève, en moyenne, à 0.82% et 5.2% entre 1993 et 2001 alors que la Moldavie enregistre une appréciation réelle moyenne de 9.7%.



Graphique 2.6 : L'ancrage nominal et l'évolution du taux de change réel en Europe centrale et orientale durant l'épisode de désinflation (base 100 en T-1)

L'appréciation du taux de change réel en Europe centrale et orientale peut s'effectuer par deux canaux : soit par celui du taux de change nominal, soit par celui du niveau des prix relatifs (c'est-à-dire par un écart d'inflation entre prix domestiques et prix étrangers). On peut ainsi distinguer deux cas. Dans plusieurs pays où le régime de change est progressivement basculé vers un système de plus en plus flexible tout au long de la désinflation, comme en Pologne et en Hongrie, l'appréciation du change réel a évolué dans le sillage de la forte appréciation du taux de change nominal, alors que leur taux d'inflation atteint les niveaux les plus bas de la période post-communiste. Le basculement au mécanisme intermédiaire de « *crawling peg* » en 1995 après avoir adopté la fixité des changes, ont permis à la Hongrie et à la Pologne de contenir les pressions inflationnistes, en pilotant une dépréciation continue et pré-annoncée du taux de change nominal et de limiter le rôle du change nominal. Mais avec l'élargissement des bandes de fluctuation à partir de 1997 en Pologne, et l'abandon du système à crémaillère à compter de 2001 en Hongrie, la volatilité du taux de change nominal augmente et détermine fortement le comportement du change réel dans ces deux pays. En revanche, les autres pays ont parvenu à maintenir, au cours de leur désinflation, une remarquable stabilité de leur taux de change

nominal, en dépit parfois d'attaques spéculatives (comme ce fut le cas de la République Tchèque et de la Slovaquie en 1997 et 1998).

Dans les pays ayant opté pour un « *currency board* » ou un régime de change fixe, l'appréciation du change réel transite essentiellement par un ajustement des prix relatifs. Ce mécanisme illustre particulièrement la trajectoire des pays Baltes qui ont connu, au début de leur transition, des taux d'inflation très élevés. Coricelli et Jazbec (2001) considèrent que l'appréciation du change réel s'explique en partie par l'inflation liée à la libéralisation des prix que les dévaluations en début de période n'ont pas suffi à compenser. Par la suite, l'appréciation s'est poursuivie, moins en raison de la restructuration économique que du fait de la convergence des niveaux de productivité des pays d'Europe centrale et orientale sur ceux des pays de l'Union européenne, et de la persistance des écarts d'inflation. Pour Helpert et Wyplosz (1997), les modifications de prix relatifs expliquent en partie l'appréciation du change réel dans les PECO. En effet, selon eux, le processus de transition est le moyen pour ces pays de déplacer la frontière des possibilités de production pour se situer sur une frontière plus optimale. Ceci permet d'accroître la productivité totale des facteurs, mais conduit également à des pressions sur les salaires. Le succès de la restructuration permet de faire face à la concurrence étrangère et permet aux prix domestiques de mieux refléter les conditions du marché international. Cependant, les industries ayant plus de difficultés à se structurer peuvent être tentées de survivre en augmentant leurs prix. Les modifications de prix relatifs, qui en résultent, expliquent ainsi l'appréciation du change réel.

L'explication du rôle de l'évolution des prix relatifs dans l'appréciation du change réel de Helpert et Wyplosz (1997) trouve son origine dans l'analyse des écarts de productivité ou l'effet Balassa-Samuelson habituel (1964). Il existe deux façons d'interpréter cet effet :

- La première consiste à mettre en évidence le rôle des écarts de productivité *à l'intérieur des pays*. L'effet Balassa en niveau prévoit que dans les pays ayant une productivité relativement moins forte dans le secteur des biens échangeables (secteur exposé) que dans le secteur des biens non échangeables (secteur abrité), comme c'est le cas des pays en transition ou en développement, les gains de productivité dans le secteur exposé (imposés par la concurrence internationale) conduisent à une hausse des salaires. Si les salaires s'égalisent entre les deux secteurs, ceux du secteur abrité augmentent également ainsi que les prix. Ces modifications de prix relatifs conduisent alors à des appréciations du taux de change réel.
- La seconde s'intéresse plus particulièrement aux écarts de productivité *entre les pays* pris deux à deux et par conséquent à leur écart de développement. L'effet Balassa indique ici que les pays « pauvres » ont un taux de change relativement sous-évalué par rapport aux pays « riches », ce qui s'explique par les écarts de productivité du travail. Cependant, au

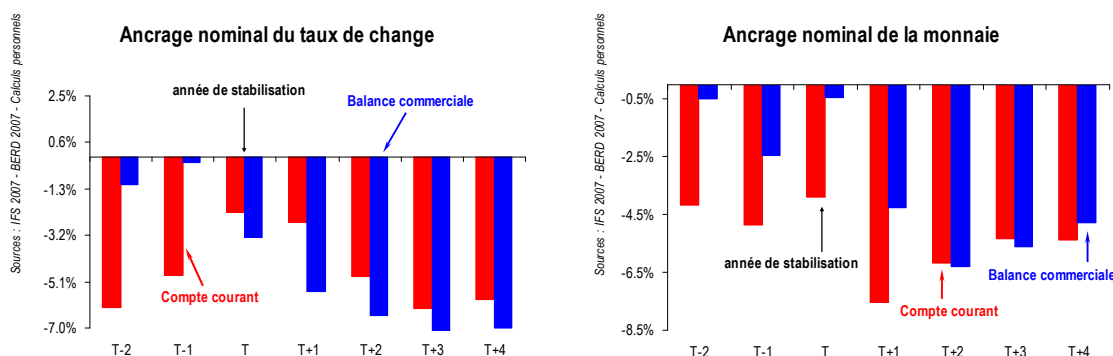
fur et à mesure que les pays « pauvres » améliorent leur productivité, notamment lorsqu'ils s'ouvrent davantage à l'échange et que le secteur exposé engage des restructurations pour faire face à la concurrence des pays « riches », l'effet Balassa fait que le taux de change réel s'apprécie.

Comme lors de l'application des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine, l'appréciation du change réel a été à l'origine des détériorations des comptes courants en Europe centrale et orientale. Mais à la différence des pays latino-américains, la plupart des pays en transition ont réussi à éviter les crises financières, à l'exception notamment de la crise du change en République Tchèque et en Slovaquie en 1997 et la crise de la dette en Russie en 1998.

2.2.2.3.2 La détérioration des comptes extérieurs

L'appréciation attendue du taux de change réel suite à l'application des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change a fortement influencé l'évolution des comptes extérieurs des PECO. Le **graphique 2.7** montre l'évolution de la balance commerciale et du compte courant des 18 épisodes de désinflation par le ciblage du taux de change en Europe centrale et orientale. Le mouvement de dégradation a été général et spectaculaire après le lancement des programmes de stabilisation. En effet, à l'exception de la Russie, tous les pays en transition ayant appliqué l'ancrage nominal du taux de change ont enregistré des soldes commerciaux déficitaires pendant la période de stabilisation. En Hongrie par exemple, le déficit commercial a dépassé les 8% du PIB en 1993 (à -8.2%) pour rester en moyenne à -2% de 1993 à 2001 contre +2.6% au début de la désinflation. En Lettonie, la balance commerciale est passé d'un surplus de +6.9% en 1992 et +14.7% en 1993 à un déficit de plus de 10% à la fin des années 1990, alors qu'en Russie, l'excédent important dégagé depuis le début de la transition s'est fortement réduit en 1997-1998 (voir **Annexe 2.7**). Beaucoup ont expliqué la dégradation de la balance commerciale par la chute des prix mondiaux pour les matières premières que les PECO exportent mais aussi par une perte de compétitivité sur le marché intérieur. Ces deux raisons sont, elles mêmes, issues de la forte appréciation des taux de change réels locaux, produit de la politique macroéconomique et de l'usage de la politique d'ancrage nominal comme arme de lutte contre l'inflation.

La détérioration du compte extérieur est également observée dans les pays ayant recouru à l'ancrage nominal de la monnaie (**graphique 2.7**). La Slovénie a vu son excédent commercial de 7% disparaître deux années après le lancement de son programme de stabilisation, pour s'établir entre -3% et -4% en moyenne à la fin des années 1990. En Roumanie, le déficit commercial est passé de 5%, au début de son programme de stabilisation (1993), à 8.4% en 1996 et 7.1% en 1997.



Graphique 2.7 : *L'ancrage nominal et l'évolution du compte courant et de la balance commerciale en Europe centrale et orientale durant l'épisode de désinflation (en % du PIB)*

On constate également une détérioration du compte courant, quel que soit l'ancrage nominal après l'application des programmes de désinflation (**graphique 2.7**). Dans les pays ayant choisi l'ancrage nominal de la monnaie, une forte détérioration est enregistrée dès la première année stabilisatrice, à -7.5% du PIB contre -3.9% à la date de stabilisation. Dans les pays appliquant l'ancrage par le change, le compte courant se détériore progressivement tout au long de la période de désinflation, passant de -2.2% du PIB en T à -6.2% en T + 3 pour se stabiliser à -5.8% en T + 4. Tous les PECO ont enregistré des soldes déficitaires, à l'exception de la Russie (dont les surplus commerciaux reflètent en grande partie les exportations d'énergie). Généralement, le bilan s'est légèrement amélioré entre 1994 et 1995 mais s'est ensuite brutalement dégradé. De 1996 à 2000, à l'exception de la Bulgarie, la Russie ou la Pologne, tous les pays ayant opté pour l'ancrage nominal du change ont enregistré des déficits courants supérieurs à 5% du PIB (voir **annexe 2.8**). La poursuite de la détérioration devient préoccupante pour les pays Baltes dont les niveaux de déficits dépassent les 10% du PIB.

Il est difficile de dégager une conclusion évidente sur une possible relation entre le choix de l'ancrage nominal et les conséquences sur les comptes courants, compte tenu de l'hétérogénéité de l'évolution des soldes observés durant la période de désinflation. Certes, les niveaux de déficits courants sont moins élevés dans les pays recourant à l'ancrage nominal de la monnaie (-0.7% du PIB de 1992 à 1996 en Bulgarie, -0.1% de 1993 à 2001 en Slovénie en moyenne) que ceux ayant choisi le régime de change fixe comme en Estonie (-10.5% du PIB de 1993 à 2001), en Lituanie (-7.5%), en Hongrie (-7.0%), en Bulgarie (-6.1% de 1996 à 2004) ou encore en Slovaquie (-4.9%). Mais ils dépassent parfois plus de 7%-8% en Albanie ou en Roumanie – les pays ayant connu pour leur ancrage nominal par la monnaie. Un point commun peut cependant être mis en évidence : les détériorations enregistrées, quel que soit l'ancrage nominal, ne

remettent pas en cause le succès des programmes de désinflation mis en place. En effet, elles ne débouchent pas, dans la plupart des pays en transition, sur des crises financières de forte ampleur, comme cela a été le cas en Amérique latine, et ce du fait notamment de la flexibilisation progressive du système de change.

2.2.2.3.3 ...sans générer de crises financières

En effet, à la différence de l'Amérique latine, la dégradation des comptes courants n'a pas été source d'instabilité pour les devises émergentes. Seules la République Tchèque et la Slovaquie, en 1997 et 1998, ont vu leurs devises faire l'objet de violentes attaques spéculatives compte tenu d'un système de change fixe, d'un déficit élevé de la balance courante et des risques de surévaluation. Mais l'incendie a été rapidement maîtrisé grâce à l'assouplissement des régimes de change et d'interventions peu nombreuses sur le marché des devises. Les autres pays, même ceux ayant choisi le système de change le plus strict, le « *currency board* », ont réussi à résister aux tumultes financiers malgré une période de volatilité, mais de courte durée, de leur monnaie. Pour beaucoup, cette capacité de résistance, malgré un niveau élevé des déficits courants et de l'appréciation du change réel, s'explique en grande partie par l'afflux massif de capitaux étrangers qui ont financé presque intégralement les déficits de la balance courante durant toute la désinflation. Une étude sur les entrées de capitaux dans 25 pays en transition entre 1991 et 1997, par Garibaldi et al. (1999), montre que pendant les années 1990, les entrées nettes de capitaux dans les pays en transition ont été considérables et sont similaires à celles observées dans les pays d'Amérique latine et des pays asiatiques les plus avancés. En revanche, elles ont été beaucoup plus importantes que celles des pays industrialisés et demeurent à des niveaux élevés, même après la crise asiatique (1997) et la crise russe (1998). Ce n'est pas le cas, en revanche, de la Russie, qui a connu, malgré des excédents courants enregistrés tout au long de la stabilisation, une crise financière grave en août 1998.

Ainsi, les désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change ont été, dans la plupart des pays en transition, un franc succès pour enrayer, de façon durable, l'inflation élevée et ce, sans provoquer de nouvelles contractions économiques, déjà profondes après l'effondrement de l'ancien système productif, ni générer de crises financières, même dans les pays ayant maintenu leur régime de change fixe (à l'exception de la crise de devises rapidement maîtrisée en République Tchèque et en Slovaquie et la crise financière russe). Les stabilisations en Europe centrale et orientale ont offert une palette complète de stratégies et de régimes de change mis en oeuvre. Il convient maintenant de revisiter les expériences les plus connues, afin de comprendre les raisons de leur succès ou de leur échec en matière de lutte contre l'inflation élevée.

2.3 Les principales expériences de désinflation

Les expériences de stabilisation dans les pays en transition fournissent des informations utiles pour l'étude des politiques de désinflation. Il est alors intéressant de regarder les principaux programmes et d'étudier les stratégies d'ancrage nominal choisies qui ont permis de lutter efficacement contre l'inflation élevée, sans avoir de conséquences coûteuses en termes de croissance économique. Dans cette section, nous avons choisi d'analyser quatre programmes de désinflation ayant été mis en place en Pologne, en Estonie, en Russie et en Roumanie. Alors que les taux d'inflation dans ces quatre pays étaient parmi les plus élevés de la région, l'analyse des différentes tactiques adoptées et des différents résultats obtenus nous permet de mettre en évidence les raisons du succès de la désinflation chez les uns, et celles de l'échec chez les autres.

2.3.1 La désinflation polonaise ou le succès d'une « *thérapie de choc* »

La Pologne fait partie des pays ayant été capable de maîtriser le plus rapidement l'hyperinflation, tout en préservant une croissance de l'activité économique qui est restée parmi les plus solides durant la désinflation. Ce succès enregistré en Pologne s'explique en premier lieu par la volonté du gouvernement polonais d'introduire rapidement, avant même la date officielle de la transition, un programme sévère de stabilisation et de réformes structurelles, une sorte de « *thérapie de choc* » pour lutter contre la montée spectaculaire de l'inflation et assurer une libéralisation complète de son système économique et sociale.

2.3.1.1 L'introduction du programme Balcerowicz (1990)

Dès le 1^{er} janvier 1990, le gouvernement polonais a décidé d'introduire un programme de stabilisation, appelé « *le Plan Balcerowicz* », considéré comme une « *thérapie de choc* » ou un « *Big Bang* » pour lutter contre la montée spectaculaire de l'inflation. Ce nouveau programme trouve certains antécédents dans les années 1980, notamment dans les réformes du système économique sous la loi martiale au début des années 1980 (libéralisation des prix et autonomie plus grande des entreprises publiques) et dans celles engagées à la fin des années 1980 avec la disparition du système bancaire monopolistique, la libéralisation des opérations de change, la réduction des subventions sur un grand nombre de produits de consommation (spécialement les produits alimentaires) ou l'introduction de certaines mesures incitant l'arrivée des investisseurs étrangers.

Mais ces mesures n'ont fait qu'accentuer le phénomène d'hyperinflation à partir de l'été 1989. Immédiatement après sa nomination au poste de Vice Premier Ministre et Ministre des Finances, Leszek Balcerowicz a présenté son programme qui comportait trois documents différents : le *Programme du Gouvernement pour la Reconstruction de l'Economie*, publié en octobre 1989 et deux *Lettres d'Intention* au Fonds Monétaire International. Deux piliers du programme sont à remarquer : un package de politique de stabilisation pour résorber l'hyperinflation et un package de réformes structurelles à travers la libéralisation et le changement institutionnel.

La politique de stabilisation comporte quatre principales volets : fiscale, monétaire, politique de change et politique de revenus. L'objectif de la politique fiscale consistait à réduire le déficit public à moins de 1% du PIB après les 8% enregistrés en 1989. Pour cela, le gouvernement a mis en place une réduction substantielle des subventions. Concernant la politique monétaire, la demande excessive de la monnaie était contrôlée grâce aux restrictions de l'offre monétaire. Le taux d'intérêt est utilisé comme le principal instrument de la politique monétaire. Quant à la politique de revenus, une augmentation de la taxe sur le revenu, de 200% à 500%, connue sous le nom « *POPIWEK* » a été mise en place. Au 1^{er} janvier 1990, le taux de change unifié est fixé à 9.500 zlotys contre un dollar et la convertibilité interne est introduite. Ce système de change fixe aura, pendant la période de transition, beaucoup évolué et sera fréquemment ajusté.

2.3.1.2 L'évolution des politiques de change en Pologne

Quatre régimes de change ont été appliqués depuis le début de la transition en Pologne :

- **Régime de change fixe du 1^{er} janvier 1990 à octobre 1991** : au 1^{er} janvier 1990, le zloty est dévalué de 43% avec un taux unifié fixé à 9.50 zlotys/dollar. Cette forte dévaluation permet d'augmenter les exportations et de limiter les importations, conduisant ainsi à un surplus commercial en 1990. Cependant, elle est devenue un facteur inflationniste. L'indice de prix à la consommation progresse de plus de 500% en 1990 et le PIB recule de 11.6%. Comme l'inflation augmente fortement sous le régime nominal fixe, le taux de change réel s'apprécie rapidement et les importations dépassent les exportations.
- **Régime de « *crawling peg* » d'octobre 1991 à mai 1995** : depuis le quatrième trimestre 1990, le déficit du compte courant s'aggrave rapidement. En mai 1991, les autorités monétaires sont obligées de dévaluer le zloty de 17% et en octobre et décident, par la suite, d'abandonner le régime de change fixe pour introduire le « *crawling peg* » avec une bande de fluctuation étroite. Cette décision est mise en place pour réduire l'inflation et résorber les déficits des comptes extérieurs. La « sortie » du régime fixe est faite sans turbulence grâce aux limitations administratives sur les flux de capitaux.

- **Régime de « *crawling peg* » à bandes de fluctuation larges de mai 1995 à janvier 1999 :** en mai 1995, le système de « *crawling peg* » est remplacé par le « *crawling peg* » à bandes de fluctuation larges, avec un taux de dévaluation pré-annoncé et fixé à un niveau inférieur au différentiel d'inflation et avec un panier de pays. En termes de flux de capitaux, cette situation provoque de grands changements au premier semestre de 1995. Suivant les accords avec les créiteurs du Club de Paris et du London Club en 1994, la Pologne pouvait normaliser ses relations avec les communautés financières internationales. Le risque d'investir en Pologne se réduit et les restrictions sur les flux de capitaux sont relâchées. Les investissements étrangers affluent rapidement vers le pays. La Banque Nationale de Pologne (*NBP*) est obligée d'intervenir pour répondre aux soudaines et massives entrées de capitaux, qui mettent sous pression la devise locale. Après avoir acheté un montant considérable de devises étrangères, la *NBP* a décidé d'élargir la bande de fluctuation, de $\pm 2\%$ à $\pm 7\%$ en mai 1995, et de réévaluer le zloty de 6% en décembre 1995.
- **Régime de cible direct d'inflation (à partir de 1999) :** en 1998, la *NBP* s'abstient progressivement d'intervenir sur le marché de change, mais continue d'élargir la bande de fluctuation à $\pm 10\%$ en février 1998 et à $\pm 12.5\%$ en octobre 1998. Au début de 1999, le régime d'inflation ciblée, autour de 7% est mis en place à la place de l'ancrage nominal du taux de change. Le régime de change flottant est adopté, par la suite, en 2000. L'inflation ciblée évolue aussi depuis, autour de 4% à la fin de 2003 et 2.5% ($\pm 1\%$ de fluctuations) à partir de 2004.

2.3.1.3 Le succès du « *Big Bang* » polonais

La Pologne a longtemps été considérée comme le pays qui a réussi le mieux la transition, en résorbant efficacement l'hyperinflation connue au début des années 1990, tout en maintenant une croissance soutenue du PIB et en résistant, de manière efficace, à l'instabilité financière.

2.3.1.3.1 Une descente spectaculaire de l'inflation...

En observant le niveau de l'inflation polonaise au début du troisième millénaire et sa progression entre 1989 et 1990, tous s'accordent à dire que le programme de désinflation mis en place a été un succès. Contrairement à la République Tchèque, la Slovaquie ou la Hongrie où le pic de l'inflation dépasse rarement le seuil des 70%, la Pologne a connu un taux d'inflation qui dépassait la barre des 1000% au début des années 1990 (pic à 1173% en février 1990, **tableau**

2.2). Par conséquent, on ne peut qu'admirer l'efficacité de la politique de désinflation polonaise. En dix ans, la Pologne a réussi à ramener son taux d'inflation en dessous des 10% alors que ces voisins, avec un taux d'inflation initial beaucoup plus faible, ont eu besoin d'autant d'années pour réduire le leur au niveau similaire de la Pologne. Pendant la période de désinflation basée sur l'ancrage nominal par le change, le taux d'inflation a été réduit de 1173% en février 1990 à 6.7% en moyenne en 1998. A la différence des pays latino-américains, la Pologne a réussi à maîtriser quelques surschauffes au milieu de son épisode de stabilisation en flexibilisant progressivement son système de change fixe.

2.3.1.3.2 ...mais un retour graduel vers les niveaux faibles

Bien qu'elle ait été spectaculaire, pour certains économistes, notamment Cottarelli et Doyle (1999) ou Wachtel et Korhonen (2004), la désinflation a été progressive en Pologne notamment le retour vers des niveaux enregistrés par les pays de l'Union Européenne. Le **tableau 2.2** montre qu'il a fallu 40 mois à la Pologne pour réduire l'inflation en dessous des 40% (en mai 1993), 27 mois pour la réduire en dessous des 30% (en juillet 1995) et 25 mois pour passer sous le seuil des 15% (en août 1997). Même avec le basculement à une autre stratégie d'ancrage nominal au cours de la transition vers la fin des années 1990, du ciblage du taux de change au ciblage d'inflation en occurrence, la Pologne a eu besoin de 42 mois pour ramener son taux d'inflation en dessous des 7.5% (en janvier 1999). L'inflation reste stable depuis le début des années 2000, malgré quelques turbulences dans le sillage de l'entrée de la Pologne dans l'Union Européenne en mai 2004.

2.3.1.3.3 ...sans créer de coûts en croissance importants

La Pologne apparaît comme le pays en transition qui a le mieux réussi dans l'arbitrage inflation-croissance. Ainsi, bien que le début de la stabilisation soit marqué par une période de récession profonde (entre 1990 et 1991), le redressement économique de la Pologne a été le plus rapide et le plus soutenu parmi les pays d'Europe centrale et orientale. Quatre phases de développement de l'économie polonaise ont été observées :

- **Phase 1** : récession profonde entre 1990 et 1991.
- **Phase 2** : reprise entre 1992 et 1994.
- **Phase 3** : accélération de l'activité entre 1995 et 1998.
- **Phase 4** : ralentissement – de 1999 à 2002.

Comme nous l'avons remarqué précédemment pour l'ensemble des PECO, à la différence des expériences de stabilisation latino-américaines, la désinflation basée sur l'ancrage nominal du

change polonaise débute avec une récession, puis est suivie par une forte accélération de l'économie. Le ralentissement de l'activité commence au moment où la stratégie d'inflation ciblée remplace celle d'ancrage nominal du change. Ainsi, lors de l'application du *programme Balcerowicz*, la croissance du PIB a reculé de 18% pendant deux ans. L'attitude « attentiste » des entreprises compte tenu des incertitudes au début de la transition et surtout l'instauration du régime de change strictement fixe ont beaucoup pesé sur l'économie polonaise.

La graduelle reprise à partir de 1992 et l'accélération de l'économie à partir de 1995 coïncident avec l'assouplissement du régime de change fixe. La croissance du PIB atteint les 6%-7% en glissement annuel de 1995 à 1998. L'investissement explose et atteint près de 10%, alors que la consommation des ménages dépasse 6% en moyenne. Cependant, on observe un début de l'essoufflement de la croissance à partir de 1996 notamment sous le poids de la contrainte extérieure. En effet, l'appréciation du change réel – phénomène attendue d'une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change – commence à créer des effets négatifs sur les comptes extérieurs du pays. La balance commerciale se détériore de plus en plus et le compte courant de la Pologne se dégrade brutalement, passant à -3.7% du PIB en 1997 puis -4.1% en 1998 et -7.6% en 1999 contre 0.6% en 1995. Cette détérioration des comptes extérieurs liée à la rapide expansion économique appelle à la vigilance. En 1997, lorsqu'il est devenu de plus en plus visible que la crise asiatique menaçait de s'étendre dans les pays en transition, et plus particulièrement après la crise de la balance des paiements en République Tchèque et en Slovaquie, les voix d'inquiétudes se sont montées, évoquant un possible contagion à la Pologne. Parmi les points préoccupants souvent décriés figurent le déséquilibre du commerce extérieur, l'appréciation réelle du zloty polonais, le danger du surchauffe et surtout la vulnérabilité de l'économie aux mouvements de capitaux volatils.

2.3.1.3.4 ...avec une capacité de résistance financière éprouvée

Or, la Pologne a remarquablement bien résisté aux tumultes financiers provoqués par la débâcle asiatique. La crise russe en août 1998 et la défiance qui a touché par la suite l'ensemble des pays en transition ont bien constitué un test positif pour la stabilité financière de l'économie polonaise. Certes, elle n'a pas échappé à la vague de volatilité dès 1997 provoquée par la crise asiatique, la dévaluation de la couronne tchèque et les contrecoups de la crise russe. La bourse de Varsovie s'est effondrée durant quelques semaines (elle a perdu 30% en un seul mois d'août). Le zloty s'est également fortement affaibli. Mais, il a rapidement regagné du terrain grâce à la vigueur de la croissance économique et au recul de l'inflation. Surtout, la décision des autorités monétaires de freiner la dépréciation du zloty et d'élargir les marges de fluctuation de la devise a rassuré les marchés. En pleine crise sur les marchés émergents, le Conseil de politique monétaire

de la NBP a même choisi de réduire les taux directeurs, affichant ainsi une volonté manifeste de se démarquer des pays les plus fragiles. La résistance à la contagion financière de la Pologne est non seulement expliquée par la gestion efficace du système de change et par un contexte conjoncturel favorable. Elle s'explique aussi par d'autres facteurs, notamment par la capacité de réduire les déficits courants via les investissements directs étrangers (*IDE*) peu volatils, toujours attirés par la taille et le dynamisme du marché polonais, même après la crise russe, et confiants sur la solidité jugée satisfaisante du système bancaire.

Dix ans après le « *Big Bang* » de son économie, la Pologne reste le pays en transition qui a le mieux réussi. La désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change a été un succès. Sans coût important en matière de croissance, la désinflation marquée et la stabilité relative du zloty ont été saluées par l'adhésion à l'OCDE puis à l'Union Européenne. Avec l'introduction des mesures de consolidation fiscales, structurelles et bancaires lors de la désinflation, l'assouplissement progressif du système de change pour adapter l'économie à l'environnement financier a permis à la Pologne de maintenir un climat de stabilité et de réussir ainsi sa transition. A la différence de la Pologne, l'Estonie, elle, a choisi de conserver sa stratégie de fixité de change adoptée depuis le début de la transition. Alors que l'on craignait des conséquences coûteuses pour l'ensemble de l'économie liées à la fixité stricte et durable du taux de change, les résultats en matière d'inflation et de croissance ont été aussi satisfaisants qu'inattendus pour ce nouveau membre de l'Union Européenne.

2.3.2 La désinflation estonienne ou le succès du « *currency board* »

L'inflation a dépassé la barre des 1000% en Estonie immédiatement après sa déclaration d'indépendance de l'Union Soviétique en octobre 1991. La monnaie nationale, la couronne estonienne (le *kroon*) a été introduite en juin 1992 et un système de « *currency board* » a été mis en place à cette date, en même temps qu'un ambitieux programme de libéralisation des prix. Le système de « *currency board* » est basé sur un engagement explicite à convertir la couronne estonienne contre le mark allemand. Ce système a été choisi pour gagner la crédibilité et fournir un ancrage nominal solide pour la lutte contre l'hyperinflation.

Après les réformes monétaires, l'hyperinflation persiste encore pendant quelques mois avant les premiers effets de la stabilisation. A la fin de 1993, l'inflation a considérablement diminué, passant de 1241.9% en septembre 1992 à 41%. L'inflation continue de reculer durant les cinq années suivantes, mais ce n'est qu'à partir de mai 1998 que l'inflation passe sous la barre des deux chiffres. L'inflation se situe autour de 4% depuis 1999. Le **tableau 2.2** de notre analyse, ainsi que les études proposées par Cottarelli et Doyle (1999) et Wachtel et Korhonen (2004) montrent en effet que la désinflation estonienne a été plus rapide qu'en Pologne. En effet, il a

fallu « seulement » 31 mois à l'Estonie pour réduire le taux d'inflation sous 40% (d'un pic de 1241.9% en septembre 1992) contre 41 mois pour la Pologne (pour un pic à 1173%), 2 mois pour passer en dessous de 30% contre 27 mois en Pologne, 21 mois pour passer en dessous de 15% contre 25 mois en Pologne, et enfin 21 mois pour réduire l'inflation en dessous de 7.5% contre 44 mois en Pologne.

Ainsi, comme dans les petits pays ayant été déstabilisés par la transition, le régime de « *currency board* », considéré comme le régime de change fixe le plus strict, a pu contribuer favorablement à réduire l'hyperinflation en Estonie et à donner plus de confiance dans la monnaie nationale. Surtout, la croissance de l'activité économique estonienne ne semble pas avoir été affectée par cette politique rigoureuse de stabilisation. Bien sûr, le taux de change réel s'est fortement apprécié en contrepartie, environ 13% en moyenne depuis l'introduction du « *currency board* » à la fin de 2001, provoquant une forte détérioration du compte courant (avec un pic de déficit à -11.4% du PIB en 1997). Mais la croissance reste robuste, autour de 6% en moyenne depuis 1993 (avec un pic de 11.1% en 1997). La fixité du taux de change pouvait cependant être un obstacle dangereux en cas d'apparition d'un choc financier. Cependant, l'économie estonienne a montré une résistance exemplaire après la crise russe de 1998 qui n'a provoqué qu'une baisse temporaire de la production. La croissance du PIB s'est établie à 0.3% en 1999 pour rebondir immédiatement à 7.9% l'année suivante. La croissance reste robuste (autour de 7% depuis 2001) mais le niveau élevé des déficits courants (à plus de 11% du PIB depuis 2002) constitue toujours le seul point noir de l'économie estonienne et risque de tout moment de donner du fil à retordre aux autorités monétaires.

Si l'Estonie, avec la Lettonie et la Lituanie, ont été les seuls pays appartenant à l'ancien bloc soviétique à avoir réussi la transition en ramenant leur taux d'inflation à un niveau relativement bas à la fin des années 1990 et en résistant aux crises financières, la Russie a connu, quant à elle, une expérience beaucoup plus douloureuse.

2.3.3 La désinflation russe ou l'échec du « *crawling peg* » ?

Après la désintégration de l'Union Soviétique, la structure de l'économie se détériore considérablement en Russie. Ceci conduit à des ruptures de livraisons et de distributions et par conséquent à la chute de la production déjà bien débutée sous l'ère communiste. Le déclin devient plus spectaculaire après la tentative de coup d'Etat avorté en août 1991 par les « *putschistes* », un groupe conservateur au sein du Parti communiste, et après l'effondrement de l'Union Soviétique survenu par la suite (décembre 1991). Dès lors, la Russie entame son programme de stabilisation avec une libéralisation des prix de grande échelle et certaines mesures de privatisations. Mais les fragilités de son système économique, ainsi que la mauvaise gestion

des décideurs de politique économique, empêchent le bon fonctionnement de toutes les stabilisations engagées depuis 1992. La chronique d'un échec annoncé...

2.3.3.1 Sous la menace d'une crise fiscale...

Comme dans tous les autres pays de la région, le niveau général des prix a fortement augmenté après la libéralisation des prix à la consommation en Russie. Le taux d'inflation se situe à 1526% en 1992 (à 2321.6% en décembre 1992) malgré quelques tentatives de stabilisation basée sur la réduction du déficit public, ainsi que sur le resserrement de la masse monétaire dans un régime de change flexible. Cependant, l'incapacité du gouvernement à financer le déficit budgétaire a provoqué une forte dépréciation du rouble d'environ 25% en une seule journée en automne 1994. Par conséquent, l'inflation a progressé de plus de 15% par mois à la fin de cette année (875% en moyenne pour toute l'année 1994), où le déficit public atteignait un niveau record à 19% du PIB.

Au début de 1995, les autorités russes sont prêtes pour une autre tentative de stabilisation, par l'ancrage nominal du taux de change cette fois⁴¹. Le Fonds Monétaire International est alors prêt à financer encore une fois le nouveau programme de stabilisation du gouvernement russe, qui s'engage à réduire le déficit public en mettant en place des réformes fiscales et structurelles rigoureuses. La Banque Centrale russe adopte un régime de change intermédiaire de « *crawling peg* », avec un glissement pré-annoncé inférieur au taux d'inflation domestique. Ainsi, l'appréciation graduelle du rouble guidera la désinflation, puisque l'économie russe était fortement dollarisée et l'ancrage nominal par le change était jugé important pour influencer les anticipations inflationnistes. La Russie a réussi à réduire ses déficits publics à 7% à la fin de 1995 alors que le taux d'inflation annuel restait encore à des niveaux élevés, à 197.4% contre 307.6% en 1994.

Cependant, à l'approche des élections présidentielles de l'été 1996, les dépenses publiques sont reparties de nouveau à la hausse. Malgré des niveaux très élevés des déficits publics, leur financement n'est plus nécessairement assuré par création monétaire comme auparavant, mais principalement par des ventes des titres publics, de court et long terme, fournis par l'Etat, en roubles ou en dollars, aux investisseurs nationaux et non résidents. En 1996, le déficit budgétaire se situe à 9.4% du PIB, puis à 8.5% en 1997, alors que l'inflation continue de diminuer, à 47.7% à la fin de 1996.

⁴¹ Il faut rappeler que jusqu'ici, la mise en place d'une politique d'ancrage nominal du taux de change stabilisatrice a été compliquée par l'existence de la zone rouble. Après la désintégration de l'Union Soviétique et jusqu'en 1993, le rouble continue d'être la monnaie de la plupart de ses pays successeurs et la réglementation, concernant l'émission de la monnaie, a été peu claire. Ces nouvelles Républiques ont augmenté rapidement leur offre de monnaie en rouble pour couvrir leurs déficits publics qui affecte l'évolution de l'inflation de la zone rouble toute entière.

2.3.3.2 Une désinflation destructrice pour l'activité réelle

L'appréciation du taux de change réel, résultant en grande partie de la mise en place de la politique monétaire basée sur l'ancrage nominal du taux de change, a été destructrice pour l'économie russe pendant la période de stabilisation. L'excédent commercial dégagé par la Russie depuis le début de la transition s'est très fortement réduit à partir de 1996. Ce mouvement ne correspondait pas seulement à la baisse des prix des matières premières qu'elle exporte, et en particulier des hydrocarbures suite à la crise asiatique, et renforcée par l'incapacité du pays à développer d'autres exportations. Mais il est surtout le résultat de la perte de compétitivité de l'économie, elle-même issue de l'appréciation trop forte du taux de change réel.

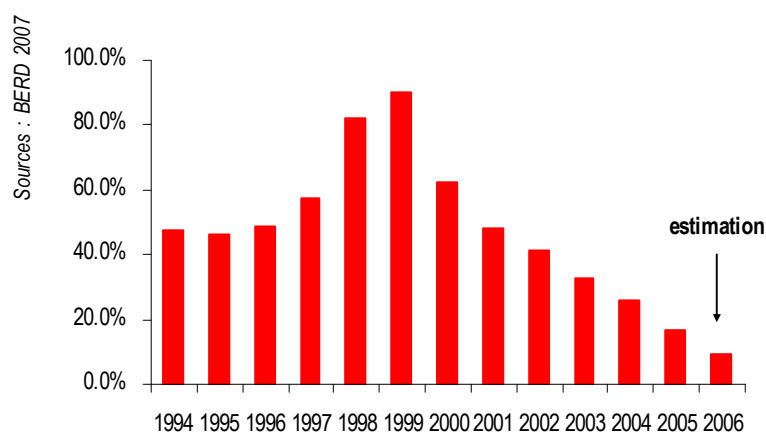
Cette surévaluation de la monnaie a largement contribué à l'affaiblissement du secteur productif et a accéléré, voire amplifié la dépression qu'a subi le pays depuis le début de la transition. Le PIB a atteint un niveau de -3.6% en 1996 contre -4.1% l'année précédente. La fin de la récession en 1997 n'augurerait pas de forte reprise pour en 1998, compte tenu de la faiblesse persistante de l'investissement et en dépit du recul de l'inflation.

2.3.3.3 La crise russe et la fin de l'ancrage nominal par le change

En 1998, les niveaux des déficits publics (plus de 8% du PIB) et de la dette extérieure (81.8% du PIB, voir **graphique 2.7**) sont devenus insoutenables. Combinés à une surévaluation de la devise locale et un marché financier largement ouvert aux non-résidents, mais insuffisamment couverts, ces facteurs ont provoqué une secousse de première importance sur les marchés financiers internationaux en août 1998. Face à cette situation, la Russie s'est trouvée obligée d'abandonner sa stratégie d'ancrage nominal du taux de change et de laisser flotter sa monnaie (flottement géré). La forte dévaluation, qui en résulte, provoque alors le retour de l'inflation, à plus de 27% en 1998 contre 14.8% en 1997).

Cependant, à la surprise générale, la Russie semble sortie renforcée de cette crise. Il existe plusieurs facteurs favorables à ce développement. En effet, après la dévaluation et le basculement à un régime de change flexible, les autorités russes, sans stratégie d'ancrage nominal déclarée, ont réussi à stabiliser rapidement la valeur du rouble grâce en partie, aux contrôles sur les flux de capitaux. Ces contrôles ont permis en effet d'éviter la résurgence des prêts étrangers aux banques russes et de limiter la croissance du crédit à l'intérieur du pays. Les déficits fiscaux ont été également réduits considérablement. Au cours de l'année 1999, la forte remontée des prix de l'énergie a permis à la Russie d'améliorer ses termes de l'échange. Comme la plus grande partie des recettes fiscales russes viennent du secteur énergétique, cette amélioration des termes de

l'échange a eu des effets positifs sur la position fiscale du pays. Le retour des surplus budgétaires au début de l'année 2000 a permis de réduire le taux d'inflation en dessous des 20% à partir de cette date. Du côté de l'activité, l'année 1999 s'est soldée sur une croissance de 6.4%, qui atteint les 10% dans l'industrie, et 10% en 2000 avec des signes de redressement de l'investissement. Ce rebond spectaculaire de l'économie russe a été le fruit de la forte dévaluation qui a suivi la crise et qui a permis aux entreprises de regagner leur compétitivité sur le marché intérieur.



Graphique 2.7 : L'évolution de la dette publique en Russie de 1994 à 2006

La situation d'avant-crise de la Russie ressemble beaucoup à celle observée dans les pays latino-américains lors de leur période de stabilisation. L'ancrage nominal du change permet de réduire rapidement l'inflation, mais dans un contexte de fortes dégradations des comptes extérieurs, dans le sillage de l'appréciation du change réel, et de fortes dégradations des comptes publics, compte tenu de l'incapacité du gouvernement à mettre en place des réformes fiscales efficaces. Une différence cependant est à signaler. La Russie n'a jamais connu de période d'expansion au début de sa stabilisation comme l'ont connu les pays d'Amérique latine. De plus, la Russie est le seul pays à n'avoir jamais réussi à enregistrer une inflation en dessous de 10%. Bien que le niveau élevé des prix de l'énergie ait contribué à des surplus importants des comptes courants, la Banque Centrale russe n'a jamais voulu laisser s'apprécier le rouble, afin d'éviter que cela pénalise la compétitivité des manufacturiers russes. De plus, la Banque Centrale n'a pas les moyens adéquats pour stériliser les afflux de capitaux. L'inflation persistante est, par conséquent, le résultat inévitable. La Banque Centrale continuera de tenter de réduire graduellement le taux d'inflation, sans signaler, de façon officielle, sa stratégie d'ancrage nominal. Mais tant que le gouvernement ne réussissait pas à maintenir une politique budgétaire saine et rigoureuse, la Russie devait faire face au problème d'inflation persistante dans un contexte financier fragile – une expérience déjà observée dans les pays latino-américains dans les années 1980-1990.

De cette expérience russe, Gaidar (1999) a retiré cinq enseignements :

- Si une économie socialiste ne fonctionne plus, le gouvernement doit essayer de réduire rapidement l'inflation le plus vite possible. Une désinflation retardée est beaucoup plus « douloureuse ».
- Si l'inflation tarde à diminuer, il doit comprimer radicalement les déficits budgétaires. Ce n'est pas le cas observé en Russie au début de la transition où les « tentatives » de réduction de déficits publics n'ont pas empêché son niveau record atteint en 1994.
- Il faut renoncer à l'idée qu'il est possible de financer le déficit avec des instruments de court terme, notamment le recours à l'emprunt sur les marchés internationaux de capitaux fortement volatiles.
- Il importe de tenir compte de la sensibilité du taux de change aux variations des prix de produits de base.
- Il faut comprendre que le renforcement des contraintes budgétaires est important non seulement pour augmenter les recettes budgétaires, mais pour permettre aux mécanismes de marché de fonctionner et d'accroître ainsi l'efficacité de l'économie.

L'échec de la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change russe n'est pas le seul observé en Europe centrale et orientale. Le Bélarus a du également faire face à une réapparition de l'inflation élevée suite à la crise russe de 1998. Mais, à la différence de la Russie qui a décidé de basculer vers une plus grande flexibilité du change sans annoncer, de façon officielle son ancre nominale, le Bélarus a décidé de maintenir l'ancrage nominal par le change, tout en remplaçant le régime de change fixe par un régime intermédiaire de glissement pré-annoncé « renié » par la Russie en 1999. Un autre pays, avec une autre stratégie de désinflation, a également enregistré un échec de la désinflation : la Roumanie.

2.3.4 La désinflation roumaine ou l'échec du ciblage monétaire « forcé »

La Roumanie figure, parmi les rares pays en transition, à avoir choisi, sans autre choix possible, un programme de stabilisation basée sur l'ancrage nominal de la masse monétaire. En effet, l'insuffisance des ses réserves de change pour intervenir sur le marché des change et soutenir le cours rendait impossible la mise en place d'un régime d'ancrage par le change. Pour mettre en place un système de change fixe, la Banque Centrale nationale doit disposer de réserves de change équivalentes à au moins 3 ou 4 mois d'importations. Or, au début de la transition, la Roumanie n'était pas en mesure de poursuivre une stratégie de change. Jusqu'en 1996 encore, ses réserves correspondent seulement à un mois d'importations, puis à 1.5 mois en moyenne par la suite. Contrairement au succès enregistré dans les pays comme la Slovénie ou l'Albanie, il a fallu

plus de quinze ans et au moins, deux tentatives officielles de désinflation pour voir l'inflation roumaine revenir à un niveau inférieur à 7.5% (voir **tableau 2.2**). Il existe deux facteurs susceptibles d'expliquer l'échec de l'ancrage nominal de la monnaie dans la lutte contre l'inflation élevée en Roumanie. Tout d'abord, malgré les réformes favorisant un changement de structure du système bancaire en 1991, les banques continuent d'être le fournisseur automatique des ressources financières des entreprises privées. De plus, les contrôles des prix domestiques et des transactions en devises étrangères continuent d'être influents durant toute la décennie.

Un programme de stabilisation basée sur la stabilité de la monnaie a été mis en place en octobre 1993 alors que l'inflation atteignait un pic de 317% un mois plus tard. Cependant, il faut noter que des réserves de change insuffisantes (moins d'un mois d'importations jusqu'en 1996, puis 1.5 mois en moyenne par la suite) et un fort problème de crédibilité ont contraint la Roumanie à choisir l'ancrage nominal de la masse monétaire comme instrument de désinflation et à laisser flotter librement son taux de change. Ce dernier n'a été unifié qu'en 1997 et le lei roumain n'est pleinement convertible que depuis mars 1998. Malgré l'application d'une politique monétaire restrictive, la monnaie roumaine s'est fortement dépréciée, alors que les contrôles des prix se réduisaient graduellement. Le programme de stabilisation d'octobre 1993 n'a été que de courte durée, puisqu'il n'a pas été accompagné de réformes structurelles profondes. De 1994 à 1996, la Roumanie a connu une période d'instabilité, caractérisée par une croissance positive, mais aussi par une inflation élevée (à 136% en 1994) et par des déséquilibres macroéconomiques importants. L'approche gradualiste choisie par le gouvernement en place, afin d'assurer le support social pour la transition, a été une erreur. Les subventions aux secteurs peu rentables comme l'agriculture et l'énergie continuent de croître alors que les déficits publics atteignent déjà les -2.2% du PIB en 1994. La politique monétaire reste étonnamment accommodative à cause de la détérioration de la situation financière, provoquant ainsi des pressions inflationnistes persistantes. Il est devenu impossible pour la Banque Centrale roumaine de poursuivre une politique monétaire restrictive, alors que ses actions sont contraintes par la politique économique gouvernementale.

En l'absence d'instrument anti-inflationniste significatif, le gouvernement a tenté de contrôler l'inflation grâce aux contrôles des prix et des transactions en devises étrangères. Malgré une baisse de l'inflation en dessous de 40% en 1995, à 32.4%, la ré-accélération de l'inflation à partir de 1996 (à 38.8%) a prouvé que le report des interventions monétaires nécessaires est devenu insoutenable. Avec la dégradation des déficits publics (à -2.5% et -3.9% du PIB en 1995 et 1996), la Roumanie se trouve encore une fois dans une situation de crise à partir de 1996. A la fin de 1996, le nouveau gouvernement se veut plus rigoureux, en remplaçant l'approche gradualiste par une accélération des réformes structurelles. Les prix et le marché de change sont pleinement libéralisés, alors que les subventions aux entreprises publiques peu rentables sont

supprimées. Les réformes ont également et graduellement réduit les crédits directs au secteur agricole. Le gouvernement a vendu plus de 60% des sociétés publiques en une année. Enfin, la politique qui consistait à utiliser la Banque Centrale comme le principal fournisseur de crédits aux entreprises a également été abolie.

Le choc de transition prend une tournure dramatique en 1997. Le croissance du PIB chute fortement, à -6.1% contre 3.9% l'année précédente, tandis que l'inflation s'accélère à plus de 150% (177.41% en juin 1997). Un grand nombre d'entreprises d'Etat sont affectées et le gouvernement est contraint de reporter son programme d'envergure de restructuration dans les grandes entreprises publique. La Banque Nationale de Roumanie est contrainte, quant à elle, de relaxer sa politique monétaire. Pendant que les objectifs fondamentaux du programme du nouveau gouvernement ont échoué, les prix sont libéralisés et le lei s'est fortement déprécié contre le mark allemand et le dollar à la fin de 1997. La Banque Centrale roumaine continue de compter sur l'appréciation graduelle du taux de change réel pour résorber temporairement l'inflation. Elle a, par la même occasion, engagé une nouvelle désinflation via un nouveau resserrement monétaire en mars 1998. Cependant, l'inflation reste élevée, malgré l'appréciation du change réel (à 59.1% à la fin de 1998). Les crises financières asiatique et russe ont empêché l'amélioration de la situation des prix au sein de l'économie. De plus, la Roumanie éprouve quelques difficultés pour financer ses déficits extérieurs (le compte courant se situant toujours au dessus des 6% du PIB à la fin de 1998). Le pays est proche d'une crise de paiements due aux insuffisances de ses réserves de change et à l'incapacité de refinancer ses dettes.

La Banque Centrale roumaine continue de se focaliser sur la politique de change en 2000, compte tenu des inquiétudes concernant l'impact négatif d'une appréciation excessive du change réel sur les gains de productivité⁴². L'inflation demeure élevée, autour de 40%. En juillet 2000, la Banque Centrale, libérée de tout financement budgétaire aux secteurs d'activité nationaux, annonce un nouveau resserrement monétaire. Les réformes fiscales permettent, ensuite, de réduire les dépenses publiques et d'augmenter les recettes de l'Etat, ramenant le déficit à seulement 3.3% du PIB en 2001 contre 4.6% en 2000, un niveau relativement bas pour un pays en transition. L'inflation recule à 15.3% en 2003 et continue de décélérer lentement. Retardataire des réformes de transition, la Roumanie a donc eu besoin de deux tentatives officielles pour pouvoir stabiliser son système de prix. La désinflation roumaine a été extrêmement lente et inégale due à un niveau élevé des déficits publics. Il a fallu attendre la fin de l'année 2005 pour voir l'inflation roumaine descendre sous de la barre des 10% (à 9%) et 2006 pour franchir la barre des 7.5% (à 6.6%). Si pendant la première désinflation, la production reste intacte, croissance moyenne se situant autour de 4.2% de 1993 à 1996 contre -8.8% en 1992, l'échec du programme a effacé toutes les performances enregistrées. L'économie entrait alors dans une

⁴² Le lei s'est déprécié de près de 50% contre l'euro pour la seule année 2001.

phrase de récession profonde avec une croissance moyenne de -2.5% de 1997 à 2000, alors que le déficit du compte courant reste encore important chaque année. Ainsi, l'utilisation de l'ancrage monétaire et le fait de ne pas pouvoir suivre un chemin analogue à ceux pratiquant l'ancrage nominal par le change(comme la Pologne ou l'Estonie) et la mise en place des réformes gradualistes ont beaucoup pénalisé le pays.

Les tentatives de stabilisation échouées en Roumanie justifient ainsi l'inefficacité de l'instrument monétaire pour lutter contre l'inflation élevée en Europe centrale et orientale, à l'exception de la Slovénie notamment. Il existe deux principales raisons, selon Sahay et Végh (1995), expliquant l'échec de l'ancrage nominal de la monnaie en Bulgarie (avant 1997), en Roumanie et dans certains pays anciens pays soviétiques ayant opté pour la flexibilité du taux de change, avant leur basculement vers le ciblage du change :

- L'absence d'instrument d'ancrage adéquat pour contrôler la masse monétaire et prévoir la vélocité de la monnaie, surtout dans un environnement macroéconomique incertain durant la période de transition frappée par le phénomène grandissant de dollarisation (ou une hausse du ratio d'une devise étrangère dans l'offre monétaire).
- Le manque d'indépendance de la Banque Centrale vis-à-vis du gouvernement, ainsi que l'émergence des groupes d'entreprises de pressions, qui impliquent alors que la création monétaire est une solution à tout.

La clé du succès de l'ancrage nominal de la monnaie réside surtout, comme celui de l'ancrage nominal du change, dans la mise en place des réformes rigoureuses de réduction de déficits publics et de libéralisation économique et institutionnelle. La Slovénie, comme la Roumanie, était également forcée d'adopter un ancrage nominal de la monnaie et un système de change flexible, compte tenu du niveau de ses réserves de change jugé faible au début de la transition (à seulement 1.6 mois d'importations en moyenne jusqu'en 1995 et autour de 3 mois par la suite). Cependant, déjà avancée dans sa transformation vers l'économie de marché, la Slovénie a mis en place des politiques de consolidation budgétaire, afin de supporter son programme de désinflation. Les résultats ont été matérialisés rapidement par le retour du taux d'inflation en dessous de 40%, accompagné d'une croissance économique relativement soutenue durant cette période de stabilisation. En revanche, en Albanie, les déficits publics excessivement élevés et une situation financière particulièrement instable atténuent quelque peu le succès de sa désinflation basée sur le ciblage monétaire.

Conclusion

Le freinage de l'inflation obtenu dans l'ensemble des pays en transition a été remarquable, surtout compte tenu du chaos qui traverse la région au début des années 1990. Le succès des

désinflations pourrait s'expliquer tout d'abord par une consolidation de la politique budgétaire, considérée comme l'une des conditions nécessaires à la stabilisation. Mais il est surtout expliqué par les dispositifs d'ancrage nominal mis en place par les autorités de politiques économiques nationales. Si les objectifs monétaires n'ont été choisis que par de rares pays, de façon volontaire (en Albanie) ou de façon forcée (en Bulgarie avant son deuxième programme de 1997 ou en Roumanie, en Slovaquie), les autres ont préféré adopter le ciblage du change comme instrument premier de lutte contre l'hyperinflation.

Même situation d'inflation élevée au départ et même outil d'ancrage nominal stabilisateur, la désinflation est achevée par des voies complètement différentes en Europe centrale et orientale de celles observées en Amérique latine. Les économies européennes en transition, comme les économies en développement latino-américaines, ont quasiment toutes recouru à l'ancrage nominal soit par le taux de change, soit par la monnaie pour lutter contre la montée spectaculaire de l'inflation. Après dix ans de transition, les taux d'inflation dans la plupart des économies émergentes européennes ont convergés vers le taux de la zone euro et les pressions inflationnistes y semblent maîtrisées aujourd'hui. L'ancrage nominal du taux de change a joué un grand rôle, contrairement aux expériences latino-américaines où le succès a été quelque peu limité par de nombreux obstacles (inflation inertielle, absence de crédibilité des décideurs de politiques économiques notamment). 17 épisodes de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, identifiés dans 20 pays d'Europe centrale et orientale, sont marqués par une réduction de l'inflation en dessous de 40% (seuil de crise d'inflation selon Easterly, 1996) au bout de 20 mois en moyenne. Tous, à l'exception de la Roumanie et de certains anciens pays soviétiques, ont réussi à stabiliser leur taux d'inflation à des niveaux relativement faibles, en dessous de 7.5%, dès la fin des années 1990. Cependant, il faut noter qu'à la différence des pays latino-américains, l'Europe centrale et orientale n'a pas été confrontée à une inflation chronique élevée mais à une situation d'inflation élevée ou hyperinflation soudaine en réponse à la transformation de son système économique. Certes, l'inflation élevée est plus rapidement enrayée qu'en Amérique latine, mais la désinflation a été plus lente, comparée à l'épisode hyperinflationniste allemand au lendemain de la Première Guerre Mondiale dont la durée d'existence peut être comptée en termes mensuels (seulement 15 mois d'août 1922 à novembre 1923).

Comme l'Amérique latine, la lutte contre l'inflation semble ne pas avoir provoqué de coûts importants en matière de croissance. Certes, les désinflations basées sur l'ancrage nominal ont été marquées par un début fortement récessionniste. Mais cette période de récession apparaît plutôt comme le résultat de l'effondrement du système productif lié à la transformation de l'économie planifiée en une économie plus libéralisée, et non comme le fruit de la désinflation. Non seulement la production a résisté à la désinflation, mais le faible niveau des taux d'inflation est allé de pair avec une accélération soutenue de croissance, pourtant peu créatrice d'emplois,

pendant la période stabilisatrice. Cependant, si l'accélération de croissance a été observée dès l'application des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine, elle n'est visible que quelques années plus tard dans les pays émergents européens après un effondrement spectaculaire de la production. Le phénomène « *boom-récession* » latino-américain ou le « *syndrome* » des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change selon les termes de Bruno et Easterly (1995), Easterly (1996) ou Hamann (2001) n'a pas eu lieu en Europe centrale et orientale, ni l'éventuel débat sur le choix de l'ancrage nominal à travers l'hypothèse « *récession maintenant ou récession plus tard* ». Enfin, à la différence de l'Amérique latine, la détérioration des comptes courants suite à la surévaluation du change réel, résultat attendu d'une désinflation basée sur le ciblage du change, ne s'est pas terminée par l'apparition d'une crise financière en Europe centrale et orientale. Tous, à l'exception de la Russie et certains anciens pays soviétiques, ont réussi à résister aux propagations des chocs survenus en Asie en automne 1997.

Les raisons du succès de la désinflation en Europe centrale et orientale par rapport aux expériences latino-américaines sont nombreuses, notamment un contexte de désinflation favorable, un engagement de consolidation fiscale plus rigoureuse et une adaptation flexible du système de change. En effet, alors que la plupart des pays d'Amérique latine ont souffert de l'hyperinflation pendant de longues périodes (plus de 30 ans en Argentine, au Brésil ou au Pérou), l'Europe centrale et orientale a été confrontée à une période d'inflation assez brève. De plus, la population n'étant pas habituée à des taux d'inflation élevés, l'engagement en faveur de la stabilisation et la crédibilité des autorités publiques ont été renforcés et marqués par une volonté d'agir rapidement. Dans la plupart des pays, les autorités n'ont pas attendu pour lancer un programme de désinflation, même lorsque les autres pièces souhaitées de la stabilisation, notamment les mesures structurelles, n'étaient pas encore mises en place. Le succès du « *Big Bang* » polonais en est une preuve. L'autre contexte favorable à la désinflation a été une taille beaucoup plus faible du secteur financier des pays en transition qu'en Amérique latine. Dans de nombreux pays, le secteur bancaire était de petites dimensions par rapport à la production. Dans ce cas, la nécessité d'utiliser les ressources publiques pour préserver ce secteur était limitée. Ce secteur n'était d'ailleurs pas indispensable à la transmission de la politique de désinflation à l'économie réelle : l'inflation étant d'origine budgétaire dans la plupart des pays en transition, la politique budgétaire en constitue la courroie de transmission (Cottarelli et Doyle, 1999).

Une autre raison permettant d'expliquer les performances en Europe centrale et orientale par rapport à celles observées en Amérique latine vient des facteurs budgétaires et de la volonté des autorités des PECO à mettre en place une politique d'assainissement fiscal. Si l'Amérique latine a mis longtemps pour consolider ses budgets malgré les tentatives d'ajustement observées lors de l'application des programmes « *tablitas* » ou hétérodoxes, l'Europe centrale et orientale a vu son

déficit se réduire de façon spectaculaire pendant les années de désinflation (de 13.5% du PIB en 1992 pour l'ensemble de la zone à 3.5% du PIB en 1997 selon Cottarelli et Doyle). La désinflation est donc renforcée par une situation budgétaire saine. Cette règle semble se confirmer lorsqu'on prend l'exemple de l'échec russe en 1995. La Russie était parmi les rares pays, avec la Roumanie, à n'avoir pas réussi à maîtriser rapidement et durablement l'évolution de l'inflation du fait d'un déficit élevé, à plus de 7% du PIB, encore financé par la création monétaire. Avec un service de la dette publique insoutenable, à plus de 80% du PIB en 1998, La Russie voit ainsi tous ces efforts de stabilisation fournis depuis 1995 disparaître au lendemain de la crise de la dette de 1998, provoquant une forte instabilité financière et économique à l'intérieur du pays, ainsi que dans les pays de l'ancienne Union Soviétique. L'expérience russe ressemble ainsi à celles observées dans les pays latino-américains, et reflète ainsi l'incompétence du gouvernement à mettre en place des réformes budgétaires radicales, le faible degré d'indépendance de la Banque Centrale et surtout le danger du régime de change fixe en présence des déficits publics et courants élevés.

L'assouplissement progressif du régime de change durant la désinflation constitue également un des facteurs clés du succès des autres pays d'Europe centrale et orientale. Alors qu'il a fallu attendre plus de trente ans pour voir une flexibilisation générale du système de change en Amérique latine, le système de change des PECO a rapidement évolué, de la fixité à la flexibilité, une fois l'inflation est réduite. Avec des niveaux élevés des déficits courants et une inquiétante surévaluation du change réel, cet assouplissement a permis de donner confiance aux investisseurs étrangers, de continuer d'attirer des flux de capitaux et aux économies en transition de résister aux chocs financiers survenues en Asie et en Amérique latine vers la fin des années 1990.

La mise en place des politiques d'accompagnement (consolidation fiscale et réformes structurelles) et la flexibilisation de la politique de change ont non seulement permis d'assurer une désinflation durable et de résister aux crises financières, mais également de limiter l'impact récessif de la désinflation sur la croissance économique de l'ensemble de la zone. Les belles performances, divergentes cependant en termes d'ampleur et de durée, de la croissance de l'Amérique latine et de l'Europe centrale et orientale pendant les années stabilisatrices nous conduisent à nous interroger sur les réels coûts de la désinflation dans les deux régions et quel est le rôle joué par l'ancrage nominal du taux de change. Il nous est apparu alors intéressant de calculer les coûts, en termes de croissance, d'une réduction permanente du taux d'inflation issue d'un programme de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, et ce dans chaque pays latino-américain et chaque pays en transition. La comparaison avec ceux issus de la désinflation via le ciblage de la monnaie pourrait donner une indication sur l'impact des stratégies d'ancrage nominal sur l'activité économique. Le chapitre qui suit proposera ainsi une première mesure chiffrée des coûts de la désinflation.

3 Calcul et déterminants des coûts réels de la désinflation : une approche univariée

Introduction

La désinflation a été finalement atteinte après plus de dix ans en Europe centrale et plus de trente ans dans les économies d'Amérique latine. Elle apparaît à nos jours comme un phénomène intrigant tant qu'elle a été un travail de longue durée, avec la mise en place de multitudes de stratégies de stabilisation et par son surprenant impact sur l'activité économique. La littérature a souvent considéré que, « *lorsque les économies réduisent leur taux d'inflation, la plupart souffrent toujours d'une période de chômage élevé et de faible production* » (Mankiw, 2004, page 523). Dornbusch et Fischer (1993) ont estimé que la lutte contre l'inflation est coûteuse à court terme, du moins pour les taux modérés d'inflation⁴³. Or, l'observation des caractéristiques des programmes de stabilisation dans les pays latino-américains ou en transition d'Europe centrale et orientale dans les deux premiers chapitres de cette thèse a conduit à un résultat énigmatique : les désinflations sont apparues comme « indolores » pour l'activité réelle. Qu'il s'agisse d'enrayer l'hyperinflation (en Europe centrale et orientale) ou l'inflation chronique (en Amérique latine), les expériences ont été achevées sans provoquer de pertes importantes de la production. Certains pays latino-américains ont été marqués par des expansions de la croissance économique au début même de leurs épisodes de stabilisation. C'est pourquoi une attention particulière doit être portée aux coûts réels (ou aux bénéfices) des désinflations dans ces deux régions et ainsi corriger les lacunes littéraires dans ce domaine, compte tenu des problèmes de transparence et d'indisponibilité de données statistiques.

Comment les coûts, en termes de production, devraient être calculés et quels sont les déterminants qui permettent d'expliquer l'ampleur de ces coûts ? La littérature propose un instrument de mesure intéressant, connu sous le nom du **ratio de sacrifice**. Il est généralement défini comme les pertes cumulées, en termes de croissance économique, exprimées en pourcentage du Produit Intérieur Brut réel, liées à une réduction permanente de l'inflation. En d'autres termes, il permet de calculer les pertes « à sacrifier » pour réduire d'un point le taux d'inflation. Son analyse est particulièrement importante pour les autorités monétaires, ainsi que les décideurs de politique économique, dans la mesure où elle permettrait de comprendre

⁴³ Selon la définition de Dornbusch et Fischer (1993), l'inflation modérée se situera entre 15% et 30%. Mais dans ce chapitre, nous utiliserons la définition d'Easterly (1996) selon laquelle, le seuil maximum d'une inflation modérée est fixé à 40% (voir *chapitre 1*).

comment réduire le taux d'inflation tout en minimisant son impact récessif sur l'activité économique.

L'estimation des ratios de sacrifice peut reposer sur deux approches différentes qui ont abouti à des résultats parfois divergents dans de nombreux travaux pour les pays industrialisés. La première approche est dite « *économétrique* », qui consiste à estimer directement la courbe de Phillips mettant en relation le produit et le taux d'inflation (méthode d'estimation univariée d'Okun, 1978, ou méthode à partir d'un modèle Vectoriel Auto Régressif (noté modèle VAR) de King et Gordon, 1982), ou à partir d'un modélisation VAR structurel, initiée par Cecchetti (1994) et reprise par Cecchetti et Rich (1999)⁴⁴. La seconde approche, dite « *descriptive* » ou « *variantielle* » et privilégiée dans ce chapitre, est une méthode d'estimation simple, qui consiste à calculer les ratios de sacrifice à partir des variations des deux variables : le produit et le taux d'inflation. Inspirée des travaux de Ball (1994) et des améliorations faites par Zhang (2001, 2005), elle est basée sur une identification des épisodes de désinflation et des calculs de ratios de sacrifice spécifiques à chacun d'eux. Le ratio de sacrifice d'un épisode de désinflation donné est défini comme le rapport des pertes cumulées en croissance à une réduction totale de l'inflation tendancielle sur la durée de l'épisode. La perte en croissance est égale à la somme cumulée des déviations de la croissance effective de son niveau potentiel. L'estimation du ratio de sacrifice dépend ainsi du calcul de l'inflation tendancielle qui permet, par la suite, la sélection des épisodes de désinflation, et surtout de celui du produit potentiel. Si le calcul de l'inflation tendancielle et la sélection des épisodes de désinflation proposés par Ball (1994) ne sont pas contestables, ils sont soumis tout de même à quelques modifications dans notre étude pour adapter aux caractéristiques inflationnistes des pays latino-américains et en transition d'Europe centrale et orientale. De son côté, le produit potentiel attire particulièrement notre attention dans la mesure où sa détermination pourra influencer la robustesse des ratios de sacrifice estimés. En effet, l'approche de Ball (1994) suggère que le produit effectif/observé se situe à son niveau potentiel au début de l'épisode de désinflation et retourne à son niveau potentiel une année (ou quatre trimestres si l'on travaille avec des données trimestrielles) après la fin de la désinflation. Entre ces deux dates, le produit potentiel croît de manière log-linéaire. Cette définition a été remise en cause par Zhang (2001) pour qui, la politique désinflationniste pourrait avoir des effets persistants au-delà de la désinflation, c'est-à-dire une année après la fin de la désinflation selon Ball (1994). Par conséquent, la non prise en compte des effets persistants pourrait conduire à sous-estimer les ratios de sacrifice. Pour corriger cet inconvénient, Zhang (2001) propose alors une nouvelle méthode de calcul du produit potentiel en retirant l'hypothèse du retour du produit effectif à son niveau potentiel une année après la fin de la désinflation et en projetant « son » produit potentiel à celui obtenu à partir du filtre d'Hodrick-Prescott. Il confirme que les ratios de

⁴⁴ Cette approche sera présentée et étudiée dans les *Chapitres 5 et 6*.

sacrifice calculés à partir de cette nouvelle méthode, prenant en compte les effets persistants d'une politique monétaire sont plus élevés que les ratios estimés par la méthode standard de Ball (1994).

Cependant, la prise en compte des effets de persistance des politiques de désinflation et la difficulté de dater la fin de l'effectivité de ces politiques sur l'activité rendent encore plus délicat le calcul du ratio de sacrifice. C'est pourquoi dans ce chapitre, nous essayons d'éviter les erreurs de calcul des pertes de produit de long terme en nous concentrant seulement sur des effets de court terme. La faiblesse et/ou le signe négatif des ratios de sacrifice obtenus, impliquant l'absence des coûts de la désinflation à court terme, voire des gains en production, pourrait s'expliquer par notre volonté de ne pas prendre en compte les effets persistants. Mais d'autres déterminants économiques peuvent jouer un rôle explicatif important, tels que le niveau initial d'inflation, la vitesse de désinflation, le degré d'ouverture de l'économie. Ces facteurs traditionnels, souvent cités pour justifier la variation des ratios de sacrifice des pays industrialisés, apparaissent comme insuffisants ou inappropriés pour expliquer la faiblesse des coûts de la désinflation dans les pays à inflation fortement élevée, comme les pays d'Amérique latine ou en transition d'Europe centrale et orientale. Les déterminants spécifiques, tels que l'appréciation du taux de change réel, les réformes structurelles ou encore le choix de l'ancrage nominal du taux de change comme stratégie de désinflation, devraient être pris en considération.

Dans la lignée de nos deux premiers chapitres, nous allons essayer de proposer une première analyse descriptive des coûts de la désinflation, en termes de production et de calculer les ratios de sacrifice des pays latino-américains et des pays européens en transition pendant leurs périodes de désinflation, tout en soulignant le rôle du choix de l'ancrage nominal. La première section sera l'occasion de rappeler les approches classiques de calcul du ratio de sacrifice, dont le calcul est dérivé de la courbe de Phillips. Une brève description des données et une présentation des résultats empiriques des ratios de sacrifice ainsi que l'impact de ses déterminants seront discutées dans la section suivante.

3.1 Coûts de la désinflation et ratio de sacrifice : définition et méthodes de calcul traditionnelles

L'analyse des coûts de la désinflation devient particulièrement importante dans la mesure où elle apporte des éléments intéressants sur l'application d'une politique monétaire à moindres coûts réels. C'est pourquoi l'étude des ratios de sacrifice, défini comme la perte cumulée en croissance liée à une réduction permanente d'un point d'inflation, est devenue un objet d'intérêt

principal pour les banques centrales, comme pour les autorités responsables de politiques économiques. La littérature a proposé plusieurs méthodes d'estimation mettant en évidence les mécanismes, les avantages mais aussi des coûts éventuels de l'objectif anti-inflationniste. Cette étude vise à présenter les estimations simples de ratios de sacrifice à partir des méthodes classiques, initiée par Ball (1994) et améliorée par Zhang (2001, 2005) qui consistent à identifier les épisodes de désinflation, puis à calculer les ratios de sacrifice spécifiques à chacun d'eux. Mais nous remarquons que les coûts de la désinflation, ou autrement dit le conflit entre l'objectif inflation et l'objectif croissance, trouvent tout d'abord leurs origines, dans un cadre standard, à travers une relation entre les variations du taux d'inflation et du taux de chômage, connue sous le nom de la courbe de Phillips.

3.1.1 De l'arbitrage *inflation-chômage* à l'arbitrage *inflation-croissance*

Le concept des coûts de la désinflation s'inscrit dans la longue réflexion relative aux liens entre l'inflation et la croissance ou encore entre l'inflation et le chômage. Cette réflexion a été marquée en premier lieu par la courbe de Phillips ou la relation entre le chômage et l'évolution des salaires nominaux présentée en 1958 par l'économiste néo-zélandais Alban William Phillips. Les modifications de la célèbre courbe dans les années 1960 et 1970 ont conduit à une nouvelle interprétation des coûts d'une réduction permanente du taux d'inflation. Le raisonnement dans le cadre de la perte en emploi est transposable à la perte en production, par exemple via la loi d'Okun (1962)⁴⁵.

3.1.1.1 De la courbe de Phillips et la relation *inflation-chômage*...

Phillips (1958), en supposant que les négociations salariales aient lieu en terme nominal et non en terme réel, a mis en évidence, à partir des données annuelles sur la période de 1861 à 1957, une relation négative et fortement significative entre le taux de croissance du salaire nominal et le taux de chômage en Grande Bretagne telle que :

$$\Delta w_t = \alpha - \beta u_t \quad (3.1)$$

avec le terme Δw_t désignant la variation salaire nominal entre la période t et $t-1$, u_t le taux de chômage à la date t et α une constante de la régression. A l'issue de son étude, Phillips

⁴⁵ La loi d'Okun est présentée par Arthur OKUN en 1962. Elle décrit une relation linéaire entre le taux de croissance et la variation du taux de chômage. En dessous d'un certain seuil de croissance le taux de chômage augmente, au dessus de ce seuil, il diminue, avec une élasticité constante. Le seuil de croissance varie selon d'un pays à l'autre et d'une époque à l'autre. Cette relation suggère ainsi une relation négative entre le taux de croissance et le taux de chômage.

(1958) conclut alors que plus le chômage est faible, plus la concurrence entre les employeurs est forte et donc plus les salariés veulent obtenir des hausses de salaires importantes. La courbe de Phillips a ainsi connu un rapide succès et dès 1960, d'une relation entre le taux de chômage et les salaires nominaux, elle est réinterprétée par Lipsey (1960) comme une relation entre inflation et chômage, en assimilant hausse des salaires à une hausse du taux d'inflation. La même année, deux des principaux représentants de la « *synthèse néoclassique* »⁴⁶ Samuelson et Solow ont développé une analyse semblable. L'une des hypothèses proposées est la formation des prix des entreprises en appliquant un taux de marge constant au coût salarial unitaire de production. A moyen terme, la variation de l'inflation est égale à celle des salaires nominaux après déduction des gains tendanciels de productivité de travail, soit :

$$\Delta\pi_t = \Delta w_t - \Delta P_t \quad (3.2)$$

où $\Delta\pi_t$ représente la variation du taux d'inflation entre la période t et $t-1$ et ΔP_t la variation du paramètre mesurant la productivité du travail. Sous l'hypothèse d'une parfaite indexation des salaires au prix à long terme, la relation de Phillips se transforme alors en courbe inflation-chômage :

$$\Delta\pi_t + \Delta P_t = \alpha - \beta u_t \quad (3.3)$$

Ainsi, pour Lipsey (1960) ou encore Samuelson et Solow (1960), un arbitrage entre l'inflation et le chômage est alors possible. Les autorités devraient choisir ou arbitrer entre lutte contre l'inflation ou lutte contre le chômage.

La concomitance du chômage et de l'inflation des années 1970 conduit Milton Friedman (1968) à reformuler la courbe de Phillips en introduisant les anticipations d'inflation et en supposant que les salaires sont indexés sur l'évolution passée du taux d'inflation (anticipations adaptatives). L'indexation au moins partielle des salaires sur l'inflation anticipée ou observée aboutit à la « *courbe de Phillips augmentée* » :

$$\Delta w_t = \alpha - \beta u_t + \lambda \Delta\pi_t^a \quad (3.4)$$

avec λ étant le degré d'indexation des salaires au taux d'inflation, $0 \leq \lambda \leq 1$ et π^a le taux d'inflation anticipé. Combinée avec l'équation (3.2), on obtient :

$$\alpha - \beta u_t = \Delta\pi_t - \lambda \pi_t^a + \Delta P_t \quad (3.5)$$

A long terme, $\Delta\pi = \Delta\pi^a$, l'arbitrage inflation-chômage devient :

$$\alpha - \beta u_t = (1 - \lambda)\Delta\pi_t + \Delta P_t \quad (3.6)$$

Ainsi, le niveau du chômage dépend ainsi de l'objectif retenu pour l'inflation. La réduction de l'inflation doit nécessairement se traduire par une hausse du taux de chômage puisqu'il existe un seul taux de chômage compatible avec un taux d'inflation constant, connu sous le nom du taux

⁴⁶ Réinterprétation de la Théorie Générale de John Maynard Keynes par le schéma IS-LM.

de chômage d'équilibre NAIRU (*Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*), noté u^* . Si l'indexation salariale est complète, c'est-à-dire lorsque $\lambda = 0$, l'équation (3.6) peut se réécrire de manière suivante :

$$u_t = u^* - \frac{1}{\beta} \Delta \pi_t \quad (3.7)$$

avec :

$$u^* = \frac{\alpha - \Delta P_t}{\beta} \quad (3.8)$$

Dans cette perspective, la réduction du taux d'inflation s'accompagne d'une hausse transitoire du chômage/ Le quotient $1/\beta$ qui mesure le rapport entre l'accroissement du chômage nécessaire pour réduire le taux d'inflation d'un point de pourcentage est donc le ratio de sacrifice.

3.1.1.2 ...au conflit *inflation-production*

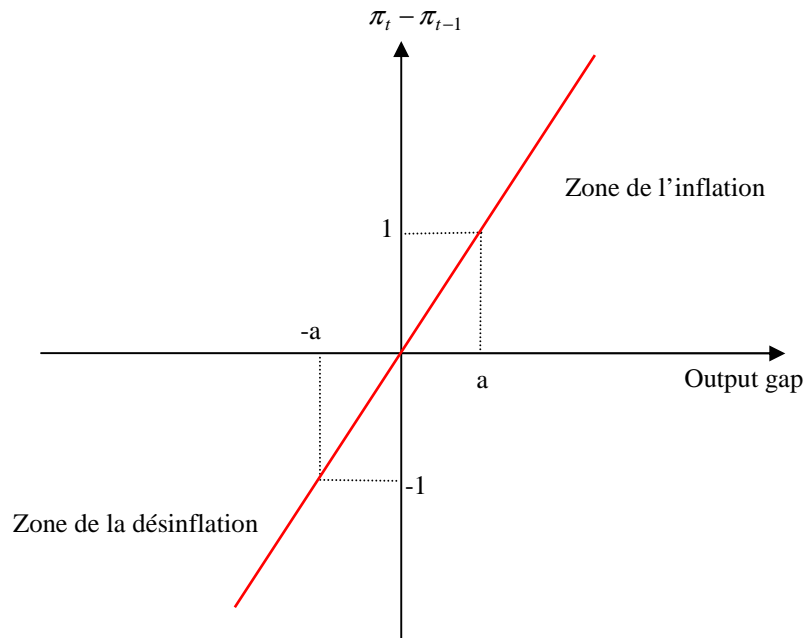
Ce raisonnement explicité dans le cadre de perte d'emploi suite à une désinflation est transposable à la perte en production. Okun (1978), via la loi d'Okun, a été le premier à exploiter la courbe de Phillips pour mettre en évidence la relation inverse entre l'inflation et le produit et les coûts à « sacrifier », en termes de croissance économique, d'une politique de désinflation. L'hypothèse principale suppose une relation entre la désinflation et l'écart entre le produit actuel et son niveau potentiel. La courbe de Phillips avec anticipations adaptatives s'écrira :

$$y_t - y_t^* = a(\pi_t - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t, \quad a > 0 \quad (3.9)$$

avec le terme π_t désignant le taux d'inflation actuel observé à la période t , π_{t-1} désignant le taux d'inflation de la période précédente, y_t le produit réel effectif, y_t^* le produit réel potentiel ou la composante segmentée du produit et ε_t le bruit blanc. Le coefficient a désigne la sensibilité des pertes en produit suite à une variation de l'inflation.

Si le terme $(y_t - y_t^*)$ se réfère à l'écart entre le niveau actuel du produit et son niveau potentiel (appelé l'output gap), le terme $(\pi_t - \pi_{t-1})$ représente la désinflation effectuée au temps t . Ainsi, le coefficient a étant positif, plus il est grand, plus les coûts de la désinflation seront importants. Les coûts de la désinflation calculés à partir de la courbe de Phillips sont présentés dans le **graphique 3.1**. Ainsi, pour réduire l'inflation, les autorités monétaires devraient resserrer leur politique monétaire et par conséquent s'attendre à ce que le produit passe en dessous de son niveau potentiel. En supposant que tous les ajustements ont eu lieu dans une période, la courbe de Phillips indique que pour réduire le taux d'inflation d'un point, les autorités monétaires devraient s'attendre à une diminution de a point de production en dessous de son niveau potentiel. Ainsi,

les coûts en produit d'une désinflation ou ratio de sacrifice est a . Les « coûts à payer » figurent alors dans la partie Sud-ouest du cadran (zone de la désinflation).



Graphique 3.1 : *Courbe de Phillips et coûts de la désinflation*

Le principal inconvénient de l'approche consistant à estimer directement une courbe de Phillips est que le ratio de sacrifice obtenu est constant au cours de la période étudiée. Elle contraint l'arbitrage *inflation-production* à être le même pendant les différentes phases de désinflation, tout comme lors des périodes d'accélération de l'inflation ou de fluctuations temporaires de la demande. En exposant ces limites, Ball (1994) propose alors de calculer les ratios de sacrifice pour chaque épisode de désinflation. Cette méthode permettra d'analyser comment les ratios de sacrifice vont varier selon le temps et selon les différentes conditions de désinflation. La comparaison de l'impact des différentes stratégies de politiques monétaires sur l'évolution du produit est également permise en utilisant cette approche, alors que ceci apparaîtrait comme impossible avec l'unique ratio de sacrifice estimé à partir de la courbe de Phillips.

3.1.2 Le calcul des ratios de sacrifice

L'approche d'estimation des coûts de la désinflation, privilégiée dans cette étude, est inspirée des travaux de Ball (1994) et améliorée par Zhang (2001). Elle consiste à identifier les épisodes de désinflation, puis à calculer le ratio de sacrifice de chacun d'eux. Il est donc intéressant de

déterminer quels sont les coûts (ou bénéfices dans certains cas), en termes de produit, de chaque période de stabilisation dans les pays d'Amérique latine et en Europe centrale et orientale. Deux étapes sont nécessaires pour le calcul du ratio de sacrifice : identifier les épisodes de désinflation et calculer le produit potentiel.

3.1.2.1 Le calcul de l'inflation tendancielle et la sélection des épisodes de désinflation

La première étape de la méthode d'identification de Ball (1994) consiste à calculer l'inflation tendancielle. Selon la définition proposée par Ball (1994), *l'inflation tendancielle* au trimestre t est définie comme la moyenne mobile des taux d'inflation des neuf trimestres précédant et suivant la date t , c'est-à-dire la moyenne des taux d'inflation de $t - 4$ à $t + 4$. Une fois la série d'inflation tendancielle déterminée, Ball (1994) propose d'identifier les « *pics* » (« *peaks* ») ou les « *creux* » (« *troughs* ») du trend de l'inflation :

- Un *pic d'inflation* correspond au niveau d'inflation maximal par rapport aux quatre trimestres précédents ($t - 4$) et aux quatre trimestres suivants ($t + 4$).
- Un *creux d'inflation* est le niveau d'inflation minimal par rapport au trimestres allant de $t - 4$ à $t + 4$.

Ainsi, un *épisode de désinflation* est une période qui débute avec un pic et termine avec un creux. En termes de notation, la date du début de l'épisode de désinflation sera notée 0 et la fin T .

Cette règle de calcul s'applique souvent pour calculer les coûts de la désinflation avec les données trimestrielles du Produit Intérieur Brut. Dans les pays où seules les séries PIB annuelles sont disponibles, comme le cas des pays latino-américains et d'Europe centrale et orientale, la définition d'un épisode de désinflation subit quelques modifications, notamment :

- L'inflation tendancielle de l'année t est définie comme la moyenne des taux d'inflation des quatre trimestres de cette année t , des deux derniers trimestres de l'année $t - 1$ et des deux premiers trimestres de l'année $t + 1$.
- Le *pic* (respectivement le *creux*) correspond au niveau d'inflation supérieur (respectivement inférieur) par rapport aux taux d'inflation observés en $t - 1$ et $t + 1$.

D'autres hypothèses sont à prendre en compte pour définir un épisode de désinflation :

- Le niveau maximal (le pic) fixé pour une inflation modérée est de 40%. Nous préférons cette définition d'Easterly (1996) pour distinguer l'inflation modérée de l'inflation élevée, à la différence de Ball qui a utilisé le seuil de 20% (seuil valable pour les pays faiblement inflationnistes comme les pays industrialisés dans la plupart de ses analyses).
- Le critère de Ball suppose que le taux d'inflation doit diminuer au moins de 2% entre son pic et son niveau minimum (condition valable pour les pays faiblement inflationnistes).

Pour les pays fortement inflationnistes, le taux d'inflation doit diminuer de $\frac{1}{4}$ ou plus par rapport à son niveau initial (c'est-à-dire si le pic atteint est de 28%, l'inflation devra diminuer au moins à 21%)⁴⁷.

La méthode de Ball (1994) nous permet d'identifier 27 épisodes de stabilisations pour 18 pays d'Amérique latine de 1960 à 2006 et 22 épisodes dans 20 pays d'Europe centrale et orientale à inflation élevée (voir **tableau 1.1** du *chapitre 1* et **2.1** du *chapitre 2*, ainsi que les **Annexes 3.1** et **3.2** de ce chapitre). Nous remarquons que les critères ne sélectionnent pas les épisodes de désinflation en Hongrie ou dans certains pays latino-américains comme la Colombie, le Salvador, le Guatemala, le Paraguay, le Panama et le Honduras, dans la mesure où l'inflation tendancielle maximale demeure en dessous des 40% au début de l'épisode de désinflation.

3.1.2.2 Les méthodes d'estimation ad hoc des ratios de sacrifice

Une fois les épisodes de désinflation identifiés, l'estimation du ratio de sacrifice repose sur le calcul de la perte en production de l'épisode de désinflation et par conséquent la détermination du produit potentiel. Nous présentons, dans le cadre de cette étude, trois méthodes : la méthode simple, la méthode de Ball (1994) et la méthode améliorée de Zhang (2001).

3.1.2.2.1 Une méthode simple

En appliquant la distinction des épisodes de désinflation et l'équation (3.9), pour un épisode de désinflation donné, le ratio de sacrifice, noté RS_S , sera écrit en principe comme le rapport entre les pertes cumulatives du produit pendant l'épisode de désinflation, de la date $t=0$ à la date T , et la variation de l'inflation tendancielle entre 0 et T , soit:

$$RS_S = \frac{\sum_{t=0}^T (y_t - y_t^*)}{\bar{\pi}_T - \bar{\pi}_0} \quad (3.10)$$

L'exercice le plus difficile est donc de mesurer le produit potentiel. Dans le cadre de cette méthode, nous utilisons, tout simplement, le produit potentiel obtenu à partir du filtre d'Hodrick Prescott. En utilisant les données annuelles, le paramètre de lissage du filtre de Hodrick et Prescott est fixé à 100⁴⁸. Ball (1994), quant à lui, propose une autre méthode de calcul du produit potentiel.

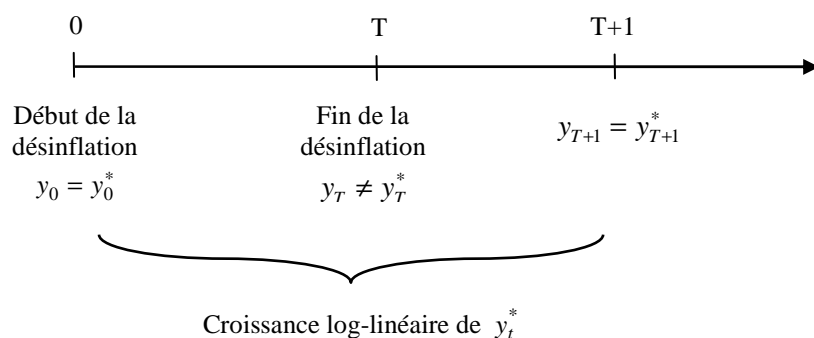
⁴⁷ Critère utilisé par Hofstetter (2004). Ce critère n'est pas mentionné par Ball (1994), ce qui peut conduire à sélectionner un épisode de désinflation où le pic atteint étant de 30% et l'inflation diminuant à un taux de 28.5%.

⁴⁸ Dans notre étude, nous utiliserons Eviews pour obtenir le filtre d'Hodrick-Prescott. Pour les données trimestrielles et mensuelles, le paramètre de lissage du filtre Hodrick-Prescott souvent utilisé est respectivement de 1600 et 14400.

3.1.2.2.2 La méthode standard de Ball (1994) : l'introduction des effets de persistance

Cependant, le ratio de sacrifice, défini par l'équation (3.10) ne permet de mesurer que les coûts de la désinflation pendant l'épisode de désinflation, c'est-à-dire de la date $t=0$ (début de l'épisode de désinflation) à la date $t=T$ (fin de l'épisode de désinflation). Or, les effets récessifs sur l'activité économique d'une politique de désinflation peuvent durer au-delà de la fin de désinflation. L'introduction des effets persistants par Ball (1994) conduit à modifier la définition du produit potentiel et donc la formule du ratio de sacrifice. Ainsi, le calcul du produit potentiel de Ball est basé sur trois critères suivants :

- **Proposition 1** : Le produit (exprimé en logarithme naturel) est à son niveau naturel au début de l'épisode de désinflation, c'est-à-dire lorsque l'inflation atteint un « pic » (voir le graphique 3.2). Cette hypothèse est plausible, car la variation du taux de l'inflation est nulle lorsque l'inflation initiale est à son niveau maximal. Le niveau naturel du produit est souvent défini à partir d'une inflation stable.



Graphique 3.2 : L'évolution du produit potentiel selon la méthode de Ball (1994)

- **Proposition 2** : Le produit se trouve encore à son niveau potentiel quatre trimestres après la fin de l'épisode de désinflation, c'est-à-dire quatre trimestres après que l'inflation ait atteint un creux. Si l'on utilise des données annuelles, le produit retrouvera son niveau potentiel un an après la fin de la désinflation, soit $T+1$.
- **Proposition 3** : Le produit potentiel croît, de façon *log-linéaire*, pendant la période de désinflation, c'est-à-dire, entre le moment où démarre l'épisode de désinflation (lorsque l'inflation atteint son « pic ») et le moment où le produit courant égalise à nouveau son niveau potentiel (soit en $T+1$).

La **proposition 2** de Ball suppose ainsi un certain degré de persistance des effets de la politique de désinflation sur le produit. L'équation (3.9), avec l'introduction des effets de persistance, devrait prendre la forme suivante :

$$y_t - y_t^* = a(\pi_t - \pi_{t-1}) + b(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \varepsilon_t, \quad a > 0, 0 < b < 1 \quad (3.11)$$

avec y_t^* et y_{t-1}^* désignant respectivement le produit potentiel à la période t et $t-1$, y_t et y_{t-1} les produit observé à la période t et $t-1$, π_t et π_{t-1} les taux d'inflation à la période t et $t-1$ et ε_t le bruit blanc. Le coefficient b représente le degré de persistance des effets de la politique de désinflation sur l'activité économique :

- Plus b est grand, plus l'effet persistant est important et plus le produit actuel met du temps pour retourner à son niveau potentiel suivant un épisode de désinflation.
- Si $b = 0$, la politique de désinflation n'aura aucun effet persistant sur l'évolution du produit (équation 3.9).
- Si b s'approche de 1, le degré de persistance augmente.

Le terme $(y_t - y_t^*)$ représente la déviation du produit de sa trajectoire potentielle (« *output gap* »), résultat d'une politique de désinflation à la période t . S'il n'y a pas de désinflation en t , c'est-à-dire $\pi_t - \pi_{t-1} = 0$, le produit restera à son niveau naturel de la dernière période. En revanche, si la désinflation est lancée à la période t , il y aura une perte de produit à court terme, le produit retournant à long terme vers son niveau potentiel après une année selon la **proposition 2** de Ball (1994).

Le calcul du ratio de sacrifice permet de savoir quelles sont les pertes, en produit, nécessaires pour réduire d'un point l'inflation. Pour Ball (1994), le dénominateur du ratio est la variation de l'inflation tendancielle pendant l'épisode de désinflation, c'est-à-dire la différence entre le *pic* à la date 0 et le *creux* qui suit. Le numérateur du ratio est supposé égal à la somme des pertes cumulées en produit pendant tout l'épisode plus une année après la fin de la désinflation, c'est-à-dire la déviation entre le produit actuel et son niveau potentiel. Le ratio de sacrifice de Ball, noté RS_B , pour l'épisode de désinflation qui débute en 0 et qui se termine en T , est le rapport des pertes cumulées en produit, ramenées aux variations de l'inflation tendancielle $\bar{\pi}_t$:

$$RS_B = \frac{\text{somme des pertes en produit de la date 0 à la date } T+1}{\text{variation de } \bar{\pi}_t \text{ de la date 0 à la date } T}$$

$$= \frac{\text{déviati on du produit entre son état actuel et son état potentiel de la date 0 à la date } T+1}{\text{différence entre le "pic" et le "creux"}}$$

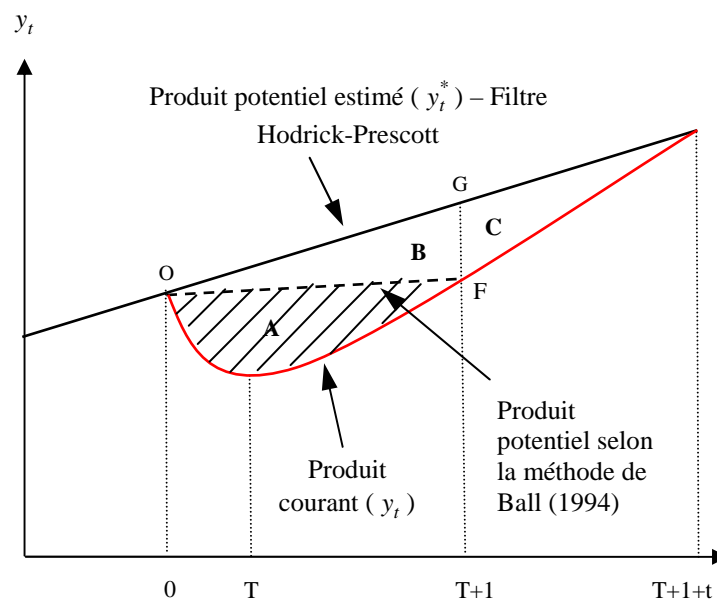
Le ratio de sacrifice issu de la méthode d'estimation de Ball (1994) s'écrira alors :

$$RS_B = \frac{\sum_{t=0}^{T+1} (y_t - y_t^*)}{\bar{\pi}_T - \bar{\pi}_0} \quad (3.12)$$

Ainsi, à la différence du ratio de sacrifice calculé à partir de la méthode simple (équation 3.10), le ratio de sacrifice de Ball prend en compte en plus des pertes en produit réalisées au-delà de la fin de la désinflation, jusqu'à la date $T+1$. L'introduction des effets persistants de la politique de désinflation par Ball semble intéressante mais reste soumise à des critiques.

3.1.2.3 Les limites de la méthode standard de Ball (1994)

Les hypothèses sur l'évolution du produit potentiel de Ball (1994) ne fait pas l'unanimité. Si la première proposition a été largement acceptée⁴⁹, la seconde présente pour certains auteurs, notamment Zhang (2001, 2005) quelques limites. Pour Zhang (2001), l'hypothèse selon laquelle le produit retournera vers son niveau potentiel une année après la fin de l'épisode de désinflation conduirait à sous estimer le ratio de sacrifice, surtout si les effets de la désinflation sont fortement persistants. En effet, si les mesures désinflationnistes affectent le produit au-delà de la durée de l'épisode, il peut être insuffisant de supposer que produit potentiel et son niveau actuel se rejoignent en $T+1$. Pour illustrer comment la méthode standard de Ball (1994) peut sous estimer les pertes en produit, Zhang introduit le **graphique 3.3**.



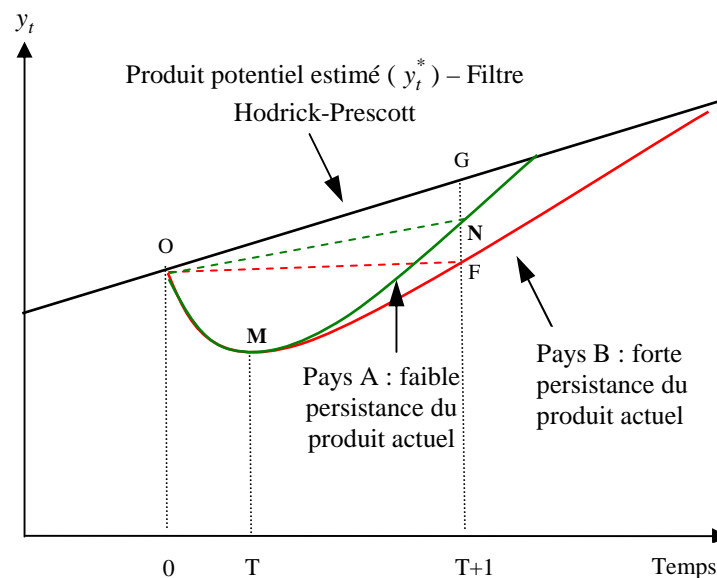
Graphique 3.3 : Les coûts de la désinflation, le filtre d'Hodrick-Prescott et le produit potentiel selon Ball (1994)

En effet, dans ce graphique, l'épisode de désinflation commence à la période 0 et s'achève en T . Selon la méthode standard de Ball (1994), le produit se trouve au niveau potentiel en

⁴⁹ La variation de l'inflation est nulle lorsque l'inflation est à son pic et le produit est à son niveau potentiel à l'état stationnaire.

$t = 0$ (point O) et retourne à son niveau potentiel en $T + 1$ (point F), une année après le « creux ». L'output potentiel est supposé croître log-linéairement entre O et F . Les pertes en produit estimées par la méthode de Ball (1994) sont représentées par l'aire A . Cependant, si l'on regarde le niveau du produit potentiel estimé par le filtre d'Hodrick et Prescott, la politique monétaire a des effets très persistants, le produit pourrait ne pas revenir au niveau potentiel avant $T + 1 + t$. Dans ce cas, en $T + 1$, la vraie perte du produit est l'aire $A + B$. A long terme, en $T + 1 + t$, la perte totale du produit est l'aire $A + B + C$. Les aires B et C sont les pertes supplémentaires dues aux effets persistants.

La méthode standard est ainsi biaisée à la baisse. Si Ball (1994) a tout de même pris en compte une certaine persistance du produit actuel après la désinflation en considérant son retour au niveau potentiel après quatre trimestres, ceci apparaît ainsi insuffisant aux yeux de Zhang (2001). En effet, le produit actuel pourrait rester en dessous de son niveau potentiel pendant plusieurs périodes après $T + 1$ et le biais pourrait devenir de plus en plus élevé, surtout si le degré de persistance est important. Par conséquent, les ratios de sacrifice varient avec le degré de persistance des effets de la politique monétaire. Plus l'effet persistant est fort, plus le biais est important et donc plus le ratio de sacrifice est sous estimé.



Graphique 3.4 : Les coûts de la désinflation selon le degré de persistance du produit selon Zhang (2001)

Zhang (2001) évoque un autre problème lié à la méthode standard de Ball (1994) : la confusion dans le classement des ratios de sacrifice entre les pays. Le **graphique 3.4** montre les évolutions du produit potentiel entre deux pays A et B avec les différents degrés de persistance des effets de la politique monétaire. Supposons que la variation du taux d'inflation de 0 à T est la

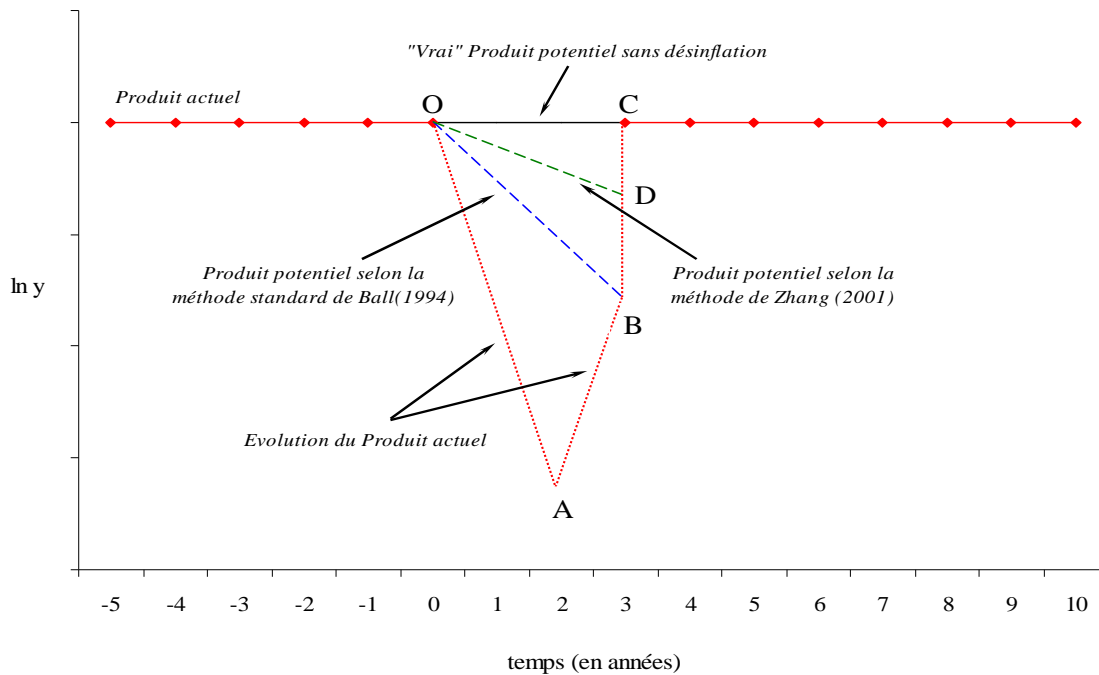
même pour les deux pays. si la persistance des effets monétaires est plus importante dans le pays *B* que dans le pays *A*, selon la méthode standard de Ball (1994), le ratio de sacrifice dans le pays *A* est plus élevé (aire *OMN*) que dans le pays *B* (aire *OMF*). Cependant, si l'on prend en compte la forte persistance dans le pays *B*, le vrai ratio de sacrifice dans le pays *A* (aire *OMNG*) est plus faible que celui dans le pays *B* (aire *OMFG*). Zhang (2001) explique ce biais par le fait que la forte persistance des effets désinflationnistes force le produit actuel à rester faible. La méthode standard suppose que le produit actuel revienne à son niveau potentiel une année après le creux de l'inflation donne un produit potentiel plus faible que ce qu'il devait être et génère ainsi un biais à la baisse.

3.1.3 La nouvelle méthode de Zhang (2001)

Au total, le ratio de sacrifice apparaît comme plus élevé, selon Zhang (2001) avec la présence des effets de persistance, ce qui rend plus délicate la mesure du produit potentiel, l'une des étapes primordiales du calcul du ratio de sacrifice. Zhang (2001) propose alors une nouvelle méthode prenant en compte les effets persistants de la politique monétaire. Elle consiste, tout d'abord, à supposer comme Ball (1994), que le produit est à son niveau naturel au début de la période de stabilisation et utiliser ensuite le filtre de Hodrick-Prescott pour prévoir l'output potentiel en calculant le filtre Hodrick-Prescott à partir de la série logarithmique du PIB, puis les taux de croissance de la série filtrée. Enfin, elle suppose que le produit potentiel croît au taux estimé par le filtre Hodrick-Prescott au début de la période de désinflation. Par exemple, si un épisode de désinflation débute à la période 0 et s'achève à la période T , et si le taux de croissance du filtre Hodrick-Prescott de la série PIB est g_0 , alors le taux de croissance du produit potentiel de la période 0 à la période $T+1$ est constant et égal à g_0 . Le **graphique 3.5** nous permet de comparer les pertes, en produit, calculées par la méthode standard de Ball (1994) et de la nouvelle méthode proposée par Zhang (2001).

On propose que la désinflation débute à la période $t=0$ (point *O*) et continue jusqu'à la période $t=2$ (point *A*). Le produit actuel est égal à 0 jusqu'à la période $t=0$, après laquelle suite à la désinflation, il commence à descendre en dessous de son niveau potentiel. Dans la méthode de Ball (1994), le produit actuel est supposé retrouver son niveau potentiel une année après la fin de la désinflation, soit à la période $t=3$ (point *B*). Zhang (2001) propose une nouvelle méthodologie dans laquelle il n'est pas nécessaire que le produit potentiel soit joint par son niveau actuel après la désinflation, évitant ainsi une sous estimation des coûts s'il existe des effets persistants importants. La ligne *OC* montre le « vrai » produit potentiel sans désinflation, la ligne *OB* présente le produit potentiel calculé à partir de la méthode standard de Ball (1994),

alors que la ligne OD présente le produit potentiel calculé par la nouvelle méthode de Zhang (2001). Ainsi, la perte du produit en $T+1$, calculée par la méthode standard de Ball (1994) est l'aire OAB_t tandis que celle calculée en $T+1$ par la nouvelle méthode est l'aire $OABD$, qui est plus proche de la « vraie » perte, l'aire $OABC$.



Graphique 3.5: Les coûts de la désinflation estimés par la méthode de Ball (1994) et la méthode de Zhang (2001)

Il est évident en effet que la nouvelle méthode de Zhang (2001), qui prend en compte les effets de long terme de la désinflation dans le calcul des ratios de sacrifice, est plus appropriée que celle proposée par Ball (1994). Cependant, même avec la méthode de Zhang (2001), il est toujours possible que les sous estimations existent. Notamment, on peut apporter une certaine critique à la première proposition de Ball (1994) et de Zhang (2001) selon laquelle, le produit réel et son niveau potentiel sont égaux à zéro au début de la désinflation, c'est-à-dire en $t=0$. En effet, le pic de la production pourrait apparaître dès la période $t=-1$ plutôt qu'en $t=0$ en raison de l'inertie de l'inflation et le ralentissement de l'activité s'est déjà produit au moment où la désinflation est lancée. On pourrait facilement corriger cela en retardant d'une période l'égalité entre le produit potentiel et son niveau actuel (selon Hofstetter, 2004).

On peut également apporter une autre critique à la seconde proposition de Ball ainsi que celle corrigée par Zhang (2001), notamment sur le choix de la période où le produit actuel rejoint son niveau potentiel après la fin de la désinflation et donc sur l'inconvénient de la prise en compte

des effets de persistance de long terme. Si Zhang réussit à minimiser le biais à la baisse généré par la méthode standard en distinguant les pertes de court terme de celles de long terme et en retardant la date où le produit actuel rejoint son niveau potentiel, il se peut que cela prenne plusieurs périodes, voire qu'ils ne se rejoignent jamais, ce qui rend peu évident le calcul des ratios de sacrifice. Il est difficile d'estimer les effets de long terme d'une politique de désinflation, compte tenu de l'existence des incertitudes sur l'évolution du produit potentiel et de l'inflation. Par conséquent, lorsqu'une politique provoque des effets durables sur le produit, il est impossible de déterminer une date précise qui marque la fin des répercussions d'une telle politique. Les ratios de sacrifice pourraient ainsi tendre vers l'infini.

De plus, il est difficile de calculer les coûts de la désinflation de long terme selon la méthode de Zhang dans les pays où il n'y pas d'intervalle de temps suffisamment long entre deux épisodes de stabilisation. Comme cela a été souvent le cas en Amérique latine avec la succession des programmes de stabilisation, il est possible qu'un programme n'a pas eu le temps de provoquer pleinement ses effets contractionnistes sur l'activité, surtout si celui-ci aboutit à des expansions « initiales » durables, alors qu'un autre programme est déjà mis en place. Si une désinflation est courte alors que les effets de la politique monétaire restent persistants, on pourrait assister à une situation où le produit actuel n'a pas le temps de retrouver son niveau potentiel alors qu'une nouvelle désinflation est déjà lancée. Dans ce cas, dater le moment où le produit actuel est égal au produit potentiel s'avère très délicat, parfois impossible. Les ratios de sacrifice seront inévitablement approximatifs.

Ainsi, nous préférons éviter les erreurs de calcul des pertes de produit de long terme et choisissons d'utiliser une version modifiée des techniques de Ball et Zhang et de nous concentrer seulement sur les effets de court terme des désinflations en ignorant tous les effets persistants et d'hystérèse. Notre étude empirique se concentrera sur le calcul des ratios de sacrifice de la période 0 (début de l'épisode de désinflation) à la période T (fin de l'épisode de désinflation).

3.2 Le ratio de sacrifice : estimation et déterminants

Nous allons discuter, dans cette section, les résultats sur l'estimation et les déterminants des ratios de sacrifice pour 12 pays d'Amérique latine au cours de la période 1960-2006 et 20 pays d'Europe centrale et orientale durant leur période de transition de 1990 à 2006. Dans un premier temps, nous rappelons l'identification des épisodes de désinflation à partir de la méthode de Ball (1994), ainsi que les méthodes permettant de déterminer le produit potentiel. Dans un second temps, le lien entre les ratios de sacrifice différents à ces périodes de désinflation d'une part, les déterminants traditionnels des ratios de sacrifice et des facteurs spécifiques propres à l'économie

en développement latino-américaine ou en transition d'Europe centrale et orientale, d'autre part, seront évalués et commentés.

3.2.1 Les données et la sélection des épisodes de désinflation

Le calcul du ratio de sacrifice nécessite l'exploitation de deux séries statistiques : le taux d'inflation et le Produit Intérieur Brut (PIB). Dans la plupart des pays, les données trimestrielles restent encore très limitées. Nous avons donc choisi de travailler uniquement avec les données annuelles, de 1960 à 2006 pour 18 pays d'Amérique latine et de 1990 à 2006 pour 20 pays d'Europe centrale et orientale. Les principales données viennent de la base de données du Fonds Monétaire International (*IFS – International Financial Statistics 2007*) et de la Banque Mondiale (*World Bank Data 2007*). Pour déterminer l'inflation tendancielle selon la méthode de Ball (1994), la série trimestrielle de l'indice des prix à la consommation a été choisie, alors que pour le calcul de l'évolution de production durant les phases désinflationnistes, nous choisissons la série annuelle de l'indice du PIB réel (l'année de base étant fixé à 2000).

Comme nous avons indiqué dans la section précédente, l'utilisation des données annuelles du PIB suppose quelques changements dans la définition d'un épisode de désinflation, notamment:

- L'inflation tendancielle de l'année t est définie comme la moyenne des taux d'inflation des quatre trimestres de cette année t , des deux derniers trimestres de l'année $t-1$ et des deux premiers trimestres de l'année $t+1$.
- Le *pic* (*creux*) est l'année où l'inflation tendancielle est supérieure (inférieure) aux observations adjacentes.
- Un épisode de désinflation débute avec un pic dépassant le seuil des 40% (critère d'Easterly, 1996) et s'achève avec un creux, marquant la réduction de l'inflation de $\frac{1}{4}$ ou plus par rapport à son niveau initial.

Cette méthode a été utilisée dans les deux chapitres précédents pour identifier les épisodes de stabilisation dans 38 pays d'Amérique latine et d'Europe centrale et orientale. 27 épisodes de désinflation sont identifiés pour les pays latino-américains fortement inflationnistes de 1960 à 2006 et 22 épisodes pour les pays en transition d'Europe centrale et orientale. Nous remarquons que la Hongrie est le seul pays en transition ayant enregistré un pic d'inflation tendancielle en dessous de 40%, seuil à partir duquel l'inflation est considérée comme fortement élevée. L'absence de la Moldavie dans l'échantillon de l'étude vient de l'indisponibilité des séries trimestrielles de l'inflation. Les principaux épisodes de désinflation identifiés, ainsi que leurs caractéristiques telles que le début et la fin des épisodes, le niveau d'initial d'inflation (tendancielle), la durée de la désinflation et la variation du taux d'inflation sont récapitulés dans les **Annexes 3.1 et 3.2**.

3.2.2 La mesure de « l'output gap »

La deuxième étape du calcul du ratio de sacrifice consiste à mesurer l'écart entre le produit actuel et son niveau potentiel. Comme expliqué dans la section précédente, nous préférons ignorer les effets persistants de long terme et nous concentrer seulement sur les effets de court terme calculés trois méthodes suivantes :

- **Méthode 1** : La première méthode est une approche standard de filtre Hodrick-Prescott. En utilisant la série logarithme naturel du PIB annuel, le produit potentiel est calculé à partir du filtre Hodrick-Prescott. La perte en produit (ou le gain) sera obtenue en soustrayant le produit potentiel à son niveau réel.
- **Méthode 2** : La seconde méthode est utilisée par Ball (1994). Le produit est supposé à son niveau potentiel lorsque l'inflation est à son maximum et une année après son niveau minimal. Le trend du produit croît à un taux constant entre ces deux points.
- **Méthode 3** : La dernière méthode est proposée par Zhang (2001) qui consiste tout d'abord à calculer le produit potentiel à partir du filtre Hodrick-Prescott, puis à calculer le taux de croissance du PIB filtré. Le produit est encore une fois supposé à son niveau potentiel lorsque l'inflation est à son maximum et finalement, le produit potentiel est supposé croître au taux de croissance calculé à partir du filtre Hodrick-Prescott.

Le produit potentiel obtenu, nous allons calculer l'écart entre le produit potentiel et le produit actuel durant l'épisode de désinflation, interprété comme la perte en production nécessaire pour réduire l'inflation. Le ratio de sacrifice est ainsi calculé en divisant les pertes cumulées du produit durant toute la période de désinflation par la variation totale du taux d'inflation.

3.2.3 Les ratios de sacrifice en Amérique latine et en Europe centrale et orientale : des désinflations « indolores » ?

L'ampleur des ratios de sacrifice obtenus confirme les conclusions tirées lors des deux derniers chapitres. Les désinflations apparaissent comme faiblement coûteuses, en termes de croissance, en Amérique latine et en Europe centrale et orientale.

3.2.3.1 Les désinflations en Amérique latine : un « Déjeuner Gratuit »

Le **tableau 3.1** présentent les ratios de sacrifice correspondant aux 27 épisodes de désinflation identifiés pour 12 pays latino-américains à inflation élevée de 1960 à 2006, déterminés à partir de trois méthodes de calcul de produit potentiel ainsi que la moyenne des

ratios obtenus selon le choix de l'ancrage nominal des programmes de désinflation. Plusieurs résultats méritent d'être soulignés.

Tout d'abord, *les ratios de sacrifice sont faibles en Amérique latine*. En effet, les ratios de sacrifice sont souvent faibles, voire proches de zéro à l'exception de quelques ratios significativement élevés issus de la méthode simple de calcul de produit potentiel (épisodes chiliens 1964-1967 et 1978-1982, épisodes équateurs 1989-1992 et 1993-1995, épisode mexicain 1983-1985 ou encore épisode vénézuélien 1989-1992 notamment). Lorsque l'inflation initiale est élevée, soit fortement supérieure au seuil de 40%, la moyenne des ratios de sacrifice pour l'ensemble de des 27 épisodes de désinflation n'est que -0.115 selon la méthode simple, 0.074 et 0.064 d'après respectivement la méthode standard de Ball (1994) et la nouvelle méthode Zhang (2001). Il est difficile de dégager une tendance relative à l'évolution des ratios de sacrifice entre les pays d'Amérique latine. En revanche, les méthodes de Ball (1994) et de Zhang (2001) semblent conduire à une sous-estimation de l'impact sur l'activité réelle de la désinflation compte tenu des ratios de sacrifice souvent moins importants (en ampleur et en valeur absolue) que ceux estimés par la méthode simple.

Près de la moitié des ratios de sacrifice sont négatifs en Amérique latine. Parmi les 27 épisodes de stabilisation avec inflation initiale élevée, 12 ratios calculés par la méthode simple, 18 par la méthode de Ball (1994) et 18 par la méthode de Zhang (2001) sont positifs. Le signe négatif implique ainsi la présence même des gains en croissance de la production suite à une réduction permanente d'un point de l'inflation. L'Amérique latine semble ainsi bénéficier des expansions de l'activité économique durant la période de stabilisation, qui permettent de compenser les effets récessionnistes à priori d'une désinflation, ce que Hofstetter (2004) appelle un « *Déjeuner Gratuit* » - une faiblesse voire une absence de coûts réels d'une réduction du taux d'inflation.

En Amérique latine, parmi les 27 épisodes de désinflation avec inflation initiale élevée, 18 épisodes sont marqués par le choix de l'ancrage nominal du taux de change comme instrument de la désinflation. *La comparaison des coûts des désinflations basées sur le taux de change et celles basées sur la stabilité monétaire est relativement ambiguë*. La moyenne des ratios de sacrifice, pour les pays ayant choisi la stabilisation par le ciblage du taux de change, est de -0.116, 0.033 et 0.016, selon respectivement la méthode simple, la méthode standard de Ball et la nouvelle méthode de Zhang. Pour les pays ayant appliqué un programme de stabilité monétaire pendant leur épisode de stabilisation, les ratios de sacrifice moyens sont respectivement de l'ordre de -0.114, 0.155 et 0.159. L'ancrage nominal du taux de change apparaît, en moyenne, comme la stratégie de désinflation la moins coûteuse pour l'activité économique que le ciblage par la monnaie selon les estimations issues de la méthode de Ball (1994) et de Zhang (2001), mais moins « avantageuse » selon la méthode simple.

Pays	Ratios de sacrifice		
	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
Argentine			
1976-1981*	-0.114	0.140	0.211
1984-1987*	0.053	0.019	0.014
1990-2000*	0.019	-0.030	-0.027
Bolivie			
1974-1976	0.064	-0.243	-0.256
1985-1988	0.006	0.003	0.002
Brésil			
1985-1986*	0.661	-0.153	-0.150
1990-1992	-0.004	-0.00003	-0.001
1993-1998*	-0.013	-0.012	-0.021
Chili			
1964-1967	-4.664	0.079	0.019
1974-1977	0.175	0.168	0.161
1978-1982*	5.887	-0.046	0.199
Costa Rica			
1982-1985	2.042	0.475	0.574
République Dominicaine			
1990-1993	0.282	0.577	0.514
Equateur			
1989-1991*	-2.715	0.224	0.148
1992-1995*	-2.548	0.091	0.013
2000-2004*	-0.186	0.010	0.034
Mexique			
1983-1985	1.145	0.335	0.401
1987-1993*	0.949	-0.082	-0.096
Nicaragua			
1990-1995*	-0.0001	0.007	0.007
Pérou			
1985-1987*	-0.703	-0.185	-0.171
1990-2002	-0.075	0.003	0.018
Uruguay			
1968-1970*	-0.421	0.022	0.016
1973-1978*	0.157	0.585	0.691
1979-1982*	-0.678	-0.677	-0.485
1990-2001*	-0.584	0.004	-0.805
Vénézuela			
1989-1992*	-1.229	0.441	0.258
1996-2001*	-0.616	0.234	0.460
Moyenne totale	-0.115	0.074	0.064
Moyenne des programmes ERBS (1)	-0.116	0.033	0.016
Moyenne des programmes MBS (2)	-0.114	0.155	0.159

* Episode de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change

(1) ERBS: Stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change (Exchange Rate Based Stabilization)

(2) MBS: Stabilisation fondée sur la stabilité monétaire (Money Based Stabilization)

Sources des données: IFS 2007, Banque Mondiale 2007 - Calculs personnels

Tableau 3.1: Les ratios de sacrifice en Amérique latine

Si les pertes, en produit, résultant de la désinflation semblent limitées, voire nulles, en Amérique latine, en Europe centrale et orientale également, les belles performances enregistrées en matière de croissance pendant les années post-stabilisatrices semblent permettre d'atténuer les coûts issus de l'effondrement de la production observé au début de chaque épisode de désinflation.

3.2.3.2 Les désinflations en Europe centrale et orientale : *ni perte, ni gain...*

Les ratios de sacrifice de 22 épisodes de désinflation des pays de l'Europe centrale et orientale sont présentés dans le **tableau 3.2**. Nous observons quelques similitudes et différences avec les résultats obtenus pour les économies latino-américaines.

Tout d'abord, *les ratios de sacrifice en Europe centrale et orientale sont peu significatifs pour la plupart des épisodes de désinflation*. Le taux de sacrifice moyen a été de l'ordre de 0.080, 0.095 et -0.150 selon respectivement la méthode simple, la méthode de Ball (1994) et la méthode de Zhang (2001). Seuls les ratios de la République Tchèque, la Slovaquie issus de la méthode de Ball (1994) et de Zhang (2001) ont été significativement supérieurs à 0, signifiant l'existence des coûts réels importants suite à une réduction permanente du taux d'inflation dans ces économies.

A la différence de l'Amérique latine, les ratios de sacrifice sont « positifs » dans la plupart des cas impliquant bien la présence des coûts en termes de production en Europe centrale et orientale si l'on considère les ratios de sacrifice issus de la méthode simple. Seules 3 ratios ont de signe négatif parmi 22 ratios estimés. En revanche, 11 et 15 parmi 22 ratios estimés respectivement par la méthode de Ball (1994) et la méthode de Zhang (2001) sont négatifs. Comme on a pu voir dans le second chapitre, la récession a été profonde dans tous les pays d'Europe centrale et orientale, avec un taux de croissance s'avoisinant parfois les -30%. L'accélération de la croissance de l'activité économique enregistrée dans les pays en transition a permis de limiter les coûts de la désinflation, et semble avoir réussi à « effacer » les mauvaises performances enregistrées au début des épisodes de désinflation compte tenu de la faiblesse et/ou le signe négatif des ratios de sacrifice. Il existe peu de travaux empiriques sur les coûts de la désinflation dans les pays en transition. Nos résultats confirment ceux de Christoffersen et Doyle (1998) qui n'ont pas trouvé de pertes évidentes en production pendant les phases de stabilisations. Pour Backé (2002), les coûts de la désinflation sont temporaires alors que les gains d'un environnement de faible inflation are permanents.

Enfin, en Europe centrale et orientale, les ratios de sacrifice résultant des 16 désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change ont été dans la plupart des cas positifs selon la

méthode simple (2 cas sur 16 étant négatifs), 9 ratios sont positifs sur 16 selon la méthode de Ball (1994) et seulement 5 sur 16 selon la méthode de Zhang (2001). La moyenne des ratios est de l'ordre de 0.114, 0.223 et -0.007 d'après respectivement la méthode simple, la méthode de Ball (1994) et la méthode de Zhang (2001). Dans les pays ayant choisi la stratégie de ciblage monétaire, le ratio de sacrifice moyen s'établit respectivement à 0.065, -0.058 et -0.290 selon les trois méthodes de calcul. La désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change semble, à priori, plus coûteux que la stratégie par le ciblage monétaire en Europe centrale et orientale, contrairement aux résultats obtenus dans les pays latino-américains.

Pays	Ratios de sacrifice		
	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
Pologne			
1990-2000*	0.082	0.033	-0.025
République Tchèque			
1991-1997*	0.222	1.579	1.453
Slovaquie			
1991-1997*	0.655	2.077	1.496
Slovénie			
1990-1998	0.127	-0.292	-0.504
Albanie			
1992-1996	0.093	-0.255	-0.789
Bulgarie			
1991-1995	-0.006	0.235	0.247
1997-2003*	0.035	-0.014	-0.018
Croatie			
1993-1996*	0.005	-0.005	-0.006
Macédoine			
1994-1997*	0.196	-0.034	-0.558
Roumanie			
1993-1995	0.073	-0.105	-0.117
1997-2003	0.038	0.125	-0.284
Estonie			
1992-1999*	0.095	0.231	0.106
Lettonie			
1992-2000*	0.345	-0.370	-0.854
Lituanie			
1992-2000*	0.070	0.076	-0.066

* Episode de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change.

** Episode de désinflation marquée par l'application de l'ancrage nominal de la masse monétaire au début de l'épisode et le basculement à l'ancrage nominal du taux de change durant de l'épisode.

*** Episode de désinflation sans ancrage nominal spécifique signalé

(1) ERBS: Stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change (Exchange Rate Based Stabilization)

(2) MBS: Stabilisation fondée sur la stabilité monétaire (Money Based Stabilization)

Sources des données: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Calculs personnels

Tableau 3.2 : Les ratios de sacrifice en Europe centrale et orientale

Pays	Ratios de sacrifice		
	Méthode 1	Méthode 2	Méthode 3
Russie			
1992-1997**	0.023	0.042	0.014
1999-2004***	-0.407	-1.195	-1.740
Ukraine			
1994-1998*	0.024	0.009	0.000
Arménie			
1994-1999**	0.002	-0.005	-0.015
Azerbaïdjan			
1994-1999*	0.064	-0.021	-0.092
Bélarus			
1994-1997**	0.025	0.007	-0.020
1999-2005*	-0.032	-0.045	-1.498
Kazakhstan			
1994-1998**	0.021	0.007	-0.028
Moyenne totale	0.080	0.095	-0.150
Moyenne des programmes ERBS (1)	0.114	0.223	-0.007
Moyenne des programmes MBS (2)	0.065	-0.058	-0.290

* Episode de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change.

** Episode de désinflation marquée par l'application de l'ancrage nominal de la masse monétaire au début de l'épisode et le basculement à l'ancrage nominal du taux de change durant de l'épisode.

*** Episode de désinflation sans ancrage nominal spécifique signalé

(1) ERBS: Stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change (Exchange Rate Based Stabilization)

(2) MBS: Stabilisation fondée sur la stabilité monétaire (Money Based Stabilization)

Sources des données: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Calculs personnels

Tableau 3.2 : Les ratios de sacrifice en Europe centrale et orientale (suite)

Ainsi, la faiblesse, voire l'absence des coûts de la désinflation peut s'expliquer par notre volonté de ne pas prendre en compte les effets persistants de la politique monétaire et par conséquent de ne pas calculer les pertes de la production au-delà de la fin de la désinflation. Cette non prise en compte des effets persistants pourrait conduire à sous-estimer les ratios de sacrifice, notamment dans deux cas suivants :

- **Cas 1** : la récession n'intervient seulement après la désinflation, d'où notre méthode prend en compte seulement les effets expansionnistes enregistrés durant l'épisode de désinflation.
- **Cas 2** : lorsque le produit réel reste encore en dessous de son niveau potentiel pendant de longues périodes après la fin de l'épisode désinflationniste.

Cependant, la non prise en compte des effets persistants des politiques monétaires n'est pas la seule raison capable d'expliquer l'évolution des coûts de la désinflation et la faiblesse des ratios de sacrifice obtenus dans les pays d'Amérique latine ou des pays en transition d'Europe centrale et orientale. Car, il existe d'autres déterminants pouvant jouer un rôle explicatif important.

3.2.4 Les déterminants des ratios de sacrifice

Savoir et comprendre quels sont les éléments clés de l'évolution des ratios de sacrifice est un outil essentiel pour les autorités publiques. Leur analyse est particulièrement intéressante dans la mesure où cela permet de répondre à deux questions importantes concernant les coûts de la désinflation en Amérique latine et dans les pays en transition de l'Europe centrale et orientale. Premièrement, comment expliquer la faiblesse, voire l'absence, des coûts de la désinflation dans ces deux régions ? Deuxièmement, existe-il des circonstances et des facteurs politiques, économiques et structurels favorables, qui atténueraient, voire élimineraient ces coûts ? Trois facteurs sont souvent avancés dans la littérature des coûts de la désinflation des pays industrialisés (voir Ball, 1994) : *l'inflation initiale*, *la vitesse de la désinflation* et *le degré d'ouverture de l'économie*. Cependant, ces déterminants traditionnels, cités dans les travaux pour les pays industrialisés, peuvent ne pas être appropriés pour les pays en développement d'Amérique latine et en transition d'Europe centrale et orientale, compte tenu de la structure économique et sociale différente des deux régions. Ainsi, d'autres éléments, spécifiques aux expériences latino-américaines et des pays en transition, peuvent également jouer un rôle non négligeable dans l'explication de la faiblesse des ratios de sacrifice estimés. Parmi eux, on trouve *l'appréciation du change réel*, *le degré de réformes structurelles ou de libéralisation*, mais aussi et surtout le rôle de *l'ancrage nominal du taux de change dans la désinflation*. Nous allons donc proposer une estimation empirique du lien entre les ratios de sacrifice et ces déterminants traditionnels et spécifiques dans un cadre d'une analyse en données de panel, compte tenu du nombre limité des observations pour chaque économie.

3.2.4.1 Une estimation des *Moindres Carrés Généralisés* en panel

Le recours aux données de panel, constituées d'observations répétées sur un ensemble de pays à différentes dates, permet une estimation sur l'ensemble des ratios de sacrifice obtenus. Notre panel est non « cylindré » car chaque pays ne dispose pas d'un nombre identique d'observations temporelles. En effet, chaque économie latino-américaine ou en transition d'Europe centrale et orientale n'ont pas le même nombre d'épisodes de désinflation, donc de ratios de sacrifice, variables endogènes, et de variables explicatives.

Compte tenu d'un nombre d'observations très limité (seulement 27 et 21 points pour l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale respectivement) et suivant la méthode de régression de Ball (1994) ou Zhang (2001), l'impact des déterminants sur les ratios de sacrifice sera examiné un par un. Nous vérifierons, par la suite, l'impact simultané des déterminants traditionnels ou spécifiques, afin de confirmer ou infirmer les conclusions faites lors de l'examen

des déterminants pris séparément. Enfin, avec un panel non « cylindré » et peu d'observations temporelles, nous préférons ne pas tester la présence d'une racine unitaire dans la série de ratio de sacrifice en panel, ainsi que dans les séries des variables explicatives⁵⁰.

Ainsi, l'étude avec les données de panel suppose que chaque variable explicative aura le même impact sur l'évolution des ratios de sacrifice de l'ensemble de la région. Nous allons estimer deux types d'équation, à l'aide de la méthode des *Moindres Carrés Généralisés* (MCG) et *pondérés* (*Cross Section Weights*), en supposant que l'ensemble de chaque région, l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale, est un ensemble homogène, puis, hétérogènes par la présence des effets individuels fixes :

- **Le modèle homogène** suppose l'absence des spécificités propres à chaque pays de l'échantillon : $RS_i = \beta \det_i + \alpha$, avec $i = 1, \dots, N$ désignant le i -ème individu du panel, RS le ratio de sacrifice et \det le déterminant traditionnel ou spécifique. β représentera le coefficient identique, décrivant l'influence du déterminant sur l'évolution du ratio de sacrifice de l'ensemble des pays de la région, alors que le coefficient α indiquera la constante déterministe commune de la régression.
- **Le modèle avec effets individuels fixes** prend en compte les caractéristiques propres à chaque pays. Les coefficients restent identiques pour tous les individus et la seule source d'hétérogénéité provient des constantes individuelles : $RS_i = \alpha_i + \beta \det_i + u_i$, α_i étant des constantes déterministes différentes selon les pays et u_i les résidus de la régression.

Notre choix de la méthode d'estimation pondérée (*Cross Section Weights*) permet de prendre en compte les différents poids des pays dans la régression du panel. La présence éventuelle d'hétéroscédasticités (c'est-à-dire les variances différentes entre les pays) implique une estimation par la méthode des *Moindres Carrés Généralisés*, avec une correction de la matrice de variance-covariance selon la méthode de White⁵¹.

3.2.4.2 Les déterminants traditionnels des ratios de sacrifice

Dans cette partie, nous explicitons tout d'abord le lien théorique éventuel entre le ratio de sacrifice et les déterminants classiques, avant de proposer une validation empirique.

⁵⁰ Certains tests de non stationnarité en panel s'effectuent seulement avec un panel « cylindré », c'est-à-dire avec un panel d'individus de même observations temporelles, ce qui réduirait encore le nombre d'observations de notre panel, qui est déjà très limité, et rendrait peu intéressants les résultats sur la présence ou non d'une racine unitaire.

⁵¹ En pratique, nous devrions utiliser la méthode d'estimation SUR pour prendre en compte à la fois l'hétéroscédasticité et la corrélation entre les résidus individuels. Un choc structurel survenu dans un pays peut affecter la situation d'un autre pays du panel, ce qui correspond à la situation de certains pays latino-américains et surtout en Europe centrale et orientale, notamment ceux appartenant à l'ancienne Union Soviétique dont certains restent encore très dépendants de la Russie et de sa conjoncture économique. Cependant, la méthode SUR ne peut pas être effectuée avec notre échantillon, dans la mesure où le nombre d'observations temporelles est supérieur au nombre d'observations individuelles, d'où la singularité de la matrice de corrélation résiduelle estimée.

Pour Ball (1994), l'évolution des ratios de sacrifice peut être expliquée par trois éléments : *le niveau initial d'inflation, la vitesse de désinflation et le degré d'ouverture de l'économie*. Si Ball (1994) a conclu à la significativité de l'impact de la vitesse de désinflation, à l'absence d'influence du degré d'ouverture et à l'ambiguïté de celle du niveau initial d'inflation dans les pays industrialisés, les résultats de notre étude pour l'Amérique latine et les pays en transition ont conduit à des conclusions plus hétérogènes et ambigus.

3.2.4.2.1 Le niveau initial d'inflation

L'une des deux composantes de l'inflation, susceptible d'expliquer l'évolution des coûts de la désinflation et souvent citée par la littérature, est le niveau initial d'inflation (soit le niveau d'inflation tendancielle, observé au début de chaque épisode de désinflation). Pourtant, la relation entre le ratio de sacrifice et le niveau initial d'inflation reste encore une énigme pour les observateurs. Zhang (2005, pages 251) a admis que « *les économistes restent perplexes quant à la relation entre les ratios de sacrifice et le niveau initial d'inflation* ». D'un point de vue théorique, un niveau initial plus élevé est associé à un dénominateur du ratio de sacrifice plus grand et par conséquent à des coûts de la désinflation plus faibles. Les nouveaux modèles keynésiens, proposés notamment par Ball, Mankiw et Romer (1988), ont suggéré une relation entre l'inflation tendancielle et les coûts de la désinflation. Selon eux, un niveau initial élevé d'inflation devrait encourager une plus grande fréquence de renégociations salariales, qui à son tour, réduit les rigidités nominales. Ainsi, la relation entre les ratios de sacrifice et le niveau initial d'inflation devrait être affectée d'un signe négatif. Or, cette hypothèse n'a pas reçu de supports empiriques solides. L'impact du niveau initial d'inflation sur l'évolution des ratios de sacrifice paraît rarement significatif, selon la plupart des études pour les pays industrialisés. Ball (1994) montre que l'effet est non significatif et ambigu, alors que Boschen et Weise (2001) ont même obtenu un signe positif, tout comme Anderson et Wascher (1999), qui n'ont pas obtenu de conclusion évidente quant à la relation entre les deux variables. Seul Zhang (2001) a trouvé, en prenant en compte des effets persistants de la désinflation sur le produit, une relation non linéaire, mais significativement négative, entre les ratios de sacrifice et le niveau initial d'inflation. Selon ses estimations pour le groupe des 7 pays les plus industrialisés (G7), pour une baisse de 5% à 4% du niveau initial d'inflation, le ratio de sacrifice augmenterait de 0.59%, alors que pour une baisse de 20% à 19%, le ratio augmenterait de 0.14%.

En Amérique latine ou en Europe centrale et orientale, les résultats de notre étude devraient confirmer l'hypothèse théorique, dans la mesure où les niveaux initiaux d'inflation tendancielle, observés au début de l'épisode de stabilisation, ont été souvent très élevés (voir tableaux **Annexes 3.1** et **3.2**). Dans les pays comme l'Argentine, la Bolivie, le Brésil, le Nicaragua, le

Pérou ou encore dans certains anciens pays soviétiques, où le taux initial d'inflation tendancielle se rapproche des 2000%, 4500% ou même 9000% pendant l'un de leurs épisodes de stabilisation, le ratio de sacrifice a été quasiment proche de zéro. En Europe centrale et orientale, les pays ayant un niveau initial d'inflation le moins élevé (parmi les pays considérés comme « fortement » inflationnistes), comme la République Tchèque ou la Slovaquie, ont enregistré des ratios de sacrifice significativement positifs, issus de la méthode de calcul de Ball (1994) ou de Zhang (2001). Ainsi, les coûts de la désinflation apparaissent faibles dans les pays caractérisés par un niveau initial d'inflation fortement élevé. Il existe alors, *à priori*, une relation **négative** entre cette variable et le ratio de sacrifice. Cependant, ce lien théorique n'est pas confirmé par des estimations empiriques. Les résultats, reportés dans le **tableau 3.3**, montrent que, dans les pays d'Amérique latine ou d'Europe centrale et orientale, le niveau initial d'inflation n'est pas une variable significative pour expliquer l'évolution des ratios de sacrifice. En effet, les régressions sans effets individuels fixes montrent l'existence d'une relation négative entre le niveau initial d'inflation et les ratios de sacrifice issus de la méthode de Ball (1994) et Zhang (2001) en Europe centrale et orientale. Cependant, dans la plupart des cas, la variable « *niveau initial d'inflation* » a même un impact positif sur les ratios de sacrifice, avec parfois une significativité relativement importante (la statistique de Student étant largement supérieure à 2 en valeur absolue) notamment en Amérique latine.

Déterminant	RS Méthode 1		RS Méthode 2		RS Méthode 3	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
AMERIQUE LATINE						
Niveau initial d'inflation	0.0045 (8.346)	-0.0004 (-15.561)	0.0012 (16.9890)	0.0040 (117.694)	-0.0007 (-5.812)	0.0042 (29.882)
Constante	-0.3193 (-9.135)	-	-0.0786 (-16.989)	-	0.0642 (6.405)	-
R² ajusté	0.118	1.000	0.187	1.000	0.056	1.000
Durbin Watson	1.098	1.247	1.380	1.578	1.697	1.846
Taille de l'échantillon	27	27	27	27	27	27
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE						
Niveau initial d'inflation	-0.0022 (-0.257)	0.0053 (0.016)	-0.0017 (-2.814)	0.0025 (0.085)	0.0005 (2.497)	0.0847 (0.458)
Constante	0.1690 (0.327)	-	0.1273 (3.922)	-	-0.0749 (-7.043)	-
R² ajusté	-0.127	1.000	-0.045	1.000	-0.052	1.000
Durbin Watson	5.228	3.601	0.092	0.257	1.384	0.020
Taille de l'échantillon	21	21	21	21	21	21

Entre parenthèses: *t*-statistiques ; RS: Ratios de sacrifice ; EF: Effets fixes

Les coefficients des effets fixes ne sont pas présentés (les *t*-statistiques n'étant pas reportées par Eviews)

Tableau 3.3 : Les ratios de sacrifice et le niveau initial d'inflation

Ainsi, *il existe une relation ambiguë entre les ratios de sacrifice et le niveau initial d'inflation en Amérique latine et en Europe centrale et orientale*, comme le suggérait notamment Ball (1994) pour l'explication des coûts de la désinflation dans les pays industrialisés. La faiblesse des ratios de sacrifice dans ces deux régions devrait être justifiée par l'autre composante de l'inflation : *la vitesse de désinflation*.

3.2.4.2.2 La vitesse de désinflation

La deuxième composante de l'inflation souvent testée, qui est l'un des résultats robustes dans les analyses des ratios de sacrifice des pays industrialisés, est ***la vitesse de désinflation***. Définie comme le rapport de l'amplitude de la désinflation à la durée de l'épisode, soit les points d'inflation réduits à chaque période, la vitesse de désinflation peut, en théorie, expliquer la faiblesse des ratios de sacrifice en Amérique latine et en Europe centrale et orientale. Il existe, dans la littérature macroéconomique, deux approches concurrentes mettant en évidence la relation entre cette variable d'inflation et les ratios de sacrifice. La première, dite « *gradualiste* », formalisée par Taylor (1983), suggère que plus la désinflation est lente, c'est-à-dire plus les prix et les salaires sont rigides et ont besoin de temps pour s'ajuster à un resserrement monétaire, moins les coûts de la désinflation sont élevés⁵². Il existerait, selon cette approche, une relation **positive** entre la vitesse de désinflation et les ratios de sacrifice. Une approche concurrente et totalement opposée, inspirée des travaux de Sargent (1983), considère, quant à elle, que les coûts de la désinflation sont moins importants lorsqu'elle est rapide. Pour Sargent (1983), un changement brutal de politique monétaire conduit à plus de crédibilité, et par conséquent, à un changement dans les anticipations des agents économiques qui, à son tour, rendra la désinflation sans coûts sur l'activité économique. Les mesures « *gradualistes* », au contraire, « invitent » à des spéculations concernant des retournements futurs non ajustés par les anticipations. Ainsi, contrairement à l'approche « *gradualiste* », la relation entre vitesse de désinflation et ratios de sacrifice, selon Sargent (1983), serait **négative**. Ce constat théorique est renforcé par les résultats empiriques effectués pour les pays industrialisés. En effet, les régressions effectuées par Ball (1994), puis par Zhang (2001), ont confirmé la significativité et la robustesse de la relation négative entre les ratios de sacrifice et la vitesse de désinflation dans les pays industrialisés du G7.

En revanche, la vitesse de désinflation joue un rôle moins évident dans l'explication des ratios de sacrifice en Amérique latine et en Europe centrale et orientale, où la réduction de l'inflation a été particulièrement lente. La durée moyenne d'un épisode de désinflation se situe à

⁵² Dans le modèle de salaires « rigides » de Taylor (1983), les désinflations lentes sont sans coût, alors que les désinflations rapides provoquent des pertes de production.

5 et 6 années respectivement (voir **Annexes 3.1 et 3.2**)⁵³. On enregistre même une désinflation durant plus de 10 ans en Argentine ou au Pérou au début des années 1990. La lenteur de la vitesse de désinflation peut expliquer, selon le raisonnement de Taylor (1983), la faiblesse des ratios de sacrifice estimés des deux régions. Or, les résultats des régressions confirment, au contraire, l'approche de Sargent (1983) et une relation négative et très significative, statistiquement, entre ratios de sacrifice et vitesse de désinflation dans la plupart des modèles avec ou sans effets individuels fixes en Amérique latine (voir **tableau 3.4**). Le signe négatif pourrait s'interpréter alors comme une éventuelle corrélation entre la faiblesse des coûts réels et la lenteur de la vitesse de désinflation en Amérique latine, et non une relation de causalité.

Déterminant	RS Méthode 1		RS Méthode 2		RS Méthode 3	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
AMERIQUE LATINE						
Vitesse de désinflation	-0.0185 (-7.385)	-0.0050 (-7.965)	-0.0060 (-19.619)	-0.0149 (-1435.865)	0.0034 (5.610)	-0.0131 (-400.459)
Constante	-0.3053 (-7.673)	-	-0.0851 (-18.356)	-	0.0611 (6.237)	-
R² ajusté	0.085	1.000	0.223	1.000	0.042	1.000
Durbin Watson	0.963	2.394	1.178	0.928	1.704	2.353
Taille de l'échantillon	27	27	27	27	27	27
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE						
Vitesse de désinflation	0.0096 (0.268)	0.0555 (0.016)	0.0084 (3.541)	0.0605 (0.135)	-0.0028 (-3.807)	-0.3502 (-2.805)
Constante	6.6152 (1.122)	-	0.1446 (4.744)	-	-0.0765 (-6.873)	-
R² ajusté	-0.127	1.000	0.472	1.000	0.631	1.000
Durbin Watson	5.230	7.520	1.324	0.225	1.241	0.514
Taille de l'échantillon	21	21	21	21	21	21

Entre parenthèses: t-statistiques ; RS: Ratios de sacrifice ; EF: Effets fixes

Les coefficients des effets fixes ne sont pas présentés (les t-statistiques n'étant pas reportées par EvIEWS)

Tableau 3.4 : Les ratios de sacrifice et la vitesse de désinflation

Le degré d'ambiguïté s'accroît en Europe centrale et orientale où la relation négative et significative est obtenue avec les ratios de sacrifice estimés à partir de la méthode de Zhang (2001). Dans les autres modèles, on a constaté l'existence, certes non significative, de signe positif, conforme aux raisonnements de Taylor (voir **tableau 3.4**). Ainsi, à la différence de son influence sur l'évolution des ratios de sacrifice dans les pays industrialisés, mise en évidence par Ball (1994) ou Zhang (2001), *la vitesse de désinflation joue ainsi un rôle ambigu dans*

⁵³ Il ne faut pas oublier que, même si la durée d'un épisode de désinflation apparaît comme moins longue, cela ne signifie pas que la désinflation est plus rapide en Amérique latine, mais plutôt l'échec du programme de stabilisation, reflété par une rapide remontée de l'inflation, marquant la fin de cet épisode.

l'explication des coûts de la désinflation des économies émergentes d'Amérique latine et d'Europe centrale et orientale.

3.2.4.2.3 Le degré d'ouverture de l'économie

La troisième composante traditionnelle, capable de déterminer l'évolution du ratio de sacrifice et souvent citée par la littérature, est le degré d'ouverture de l'économie. Mesuré par le rapport des importations au Produit Intérieur Brut (PIB), cette variable apparaît comme séduisante, sur le plan théorique, pour expliquer la variation des ratios de sacrifice. Romer (1993), en suggérant l'existence d'une relation entre les coûts de la désinflation et le ratio des importations au PIB, a montré que plus une économie est ouverte, plus l'appréciation du taux de change, issue d'un choc de désinflation, provoque un impact important sur le niveau général des prix. Par conséquent, le taux d'inflation diminue plus fortement pour une politique monétaire donnée, d'où un ratio de sacrifice plus faible. On attend ainsi une relation négative entre le degré d'ouverture de l'économie et le ratio de sacrifice.

Le rôle du degré d'ouverture est testé par Ball (1994) sans recevoir de support empirique notable. Selon ses régressions, les effets du ratio importations/PIB ne sont pas statistiquement significatifs pour expliquer la variation des ratios de sacrifice des pays industrialisés du G7. Ces résultats sont consolidés par les travaux de Temple (2002) et Zhang (2001).

En Amérique latine ou dans les pays en transition de l'Europe centrale et orientale, les ratios importations/PIB, reportés dans les **Annexes tableaux 3.1 et 3.2** comme le taux moyen sur l'épisode de stabilisation, montrent que la plupart des économies sont relativement « indépendantes » de l'extérieur, à l'exception des pays baltes où les importations constituent plus de 60% du produit national. Les régressions obtenus et présentés dans le **tableau 3.5**, fournissent en revanche des résultats divergents selon la méthode d'estimation et selon la région. En Amérique latine, la relation négative entre le ratio de sacrifice et le degré d'ouverture n'est trouvée qu'avec les ratios des deux régions estimés à partir de la méthode 1. En revanche, des signes positifs et significatifs statistiquement ont été obtenus avec les ratios de sacrifice calculés par la méthode de Ball (1994) et de Zhang (2001), contrairement à ce que suggérait Romer (1993). En effet, plus l'économie est autonome vis-à-vis de l'extérieur, c'est-à-dire plus le ratio importations/PIB est faible, plus le ratio de sacrifice est petit. Cette hétérogénéité est corrigée avec la prise en compte des effets individuels fixes dans les régressions, la relation négative et significative est bien obtenue avec les ratios de sacrifice des trois méthodes de calcul.

L'ambiguïté de l'impact du degré d'ouverture est plus visible en Europe centrale et orientale qu'en Amérique latine. Les résultats, très hétérogènes et non significatifs statistiquement, tendent à conclure qu'il n'existe pas de lien évident entre le ratio de sacrifice et le degré d'ouverture de

l'économie dans les pays en transition (**tableau 3.5**). Bien que la relation entre les deux variables soit positive dans la plupart des cas, la faiblesse des coûts de la désinflation observée dans les pays fortement ouverts, comme l'Estonie, la Lettonie ou la Lituanie, rend problématique ce résultat empirique. Ainsi, nous pouvons dire que *les coûts de la désinflation des pays d'Europe centrale et orientale sont très faiblement liés au degré d'ouverture de l'économie*. En revanche, en Amérique latine, les résultats indiquent une influence plus ou moins importante de l'ouverture commerciale de l'évolution des ratios de sacrifice. Mais la faiblesse des ratios de sacrifice, même dans les pays « protectionnistes » comme l'Argentine ou la Brésil, le ratio importations/PIB se situant en dessous de 10%, contredit le résultat régional. Nous concluons ainsi que, *le degré d'ouverture de l'économie joue un rôle ambigu dans l'explication de la variation des ratios de sacrifice dans les pays latino-américains, même si la tendance générale confirme le contraire*.

Déterminant	RS Méthode 1		RS Méthode 2		RS Méthode 3	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
AMERIQUE LATINE						
Degré d'ouverture	-1.8076 (-3.327)	-29.6765 (-43.762)	0.4155 (8.675)	-4.7265 (-452.207)	0.3807 (3.351)	-1.3136 (-7.373)
Constante	0.1399 (3.142)	-	-0.0961 (-8.326)	-	-0.0460 (-1.883)	-
R² ajusté	0.009	1.000	0.036	1.000	0.011	1.000
Durbin Watson	1.145	0.072	1.524	0.353	1.585	3.190
Taille de l'échantillon	27	27	27	27	27	27
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE						
Degré d'ouverture	-0.8964 (-0.352)	884.5997 (0.193)	0.3785 (1.718)	0.5187 (3.553)	0.2147 (2.068)	-6.0126 (-1.441)
Constante	0.6656 (0.414)		-0.1359 (-1.689)	-	-0.1552 (-2.981)	-
R² ajusté	-0.141	1.000	0.059	1.000	0.329	1.000
Durbin Watson	4.990	0.067	4.675	2.215	1.578	0.626
Taille de l'échantillon	21	21	21	21	21	21

Entre parenthèses: t-statistiques ; RS: Ratios de sacrifice ; EF: Effets fixes

Les coefficients des effets fixes ne sont pas présentés (les t-statistiques n'étant pas reportées par Eviews)

Tableau 3.5 : Les ratios de sacrifice et le degré d'ouverture de l'économie

3.2.4.2.4 L'estimation simultanée

Nous proposons, à présent, une estimation simultanée de l'impact de l'ensemble des trois déterminants traditionnels, sans prendre en compte les effets individuels fixes (compte tenu du faible nombre d'observations). Les résultats, reportés dans le **tableau 3.6**, confirment le rôle ambigu, joué par les déterminants traditionnels, dans l'explication des ratios de sacrifice en

Europe centrale et orientale. En Amérique latine, dans certains cas, le rôle explicatif du niveau initial d'inflation et le degré d'ouverture de l'économie a été mis en évidence, contrairement aux résultats issus de l'examen de chaque déterminant. Mais l'hétérogénéité de ces effets, selon d'une méthode d'estimation à l'autre, rend difficile l'explication de la faiblesse des coûts de la désinflation dans cette région. Quant à l'impact inverse et significatif de la vitesse de désinflation, consolidée par l'estimation simultanée, il confirme de nouveau l'approche théorique de Sargent (1983), qui n'est pas pertinent, cependant, pour expliquer la faiblesse des coûts de la désinflation dans les pays d'Amérique latine.

Déterminants	RS Méthode 1	RS Méthode 2	RS Méthode 3
AMERIQUE LATINE			
Niveau initial d'inflation	0.0059 (5.310)	-0.0022 (-3.677)	-0.0020 (-3.748)
Vitesse de désinflation	-0.0082 (-2.141)	-0.0158 (-9.389)	-0.0044 (-2.376)
Degré d'ouverture	-2.1100 (-4.388)	0.8421 (10.294)	0.3647 (3.097)
Constante	0.0401 (1.798)	-0.2786 (-23.942)	-0.0223 (-0.950)
R² ajusté	0.008	0.647	-0.07
Durbin Watson	1.221	0.954	1.643
Taille de l'échantillon	27	27	27
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE			
Niveau initial d'inflation	0.0016 (0.039)	-0.0002 (-0.102)	-0.0010 (-1.610)
Vitesse de désinflation	0.0192 (0.085)	0.0038 (0.681)	-0.0078 (-2.436)
Degré d'ouverture	-0.4466 (-0.198)	0.4590 (1.804)	0.1330 (1.206)
Constante	0.4328 (0.273)	-0.1479 (-1.711)	-0.1369 (-2.468)
R² ajusté	-0.268	0.99	0.327
Durbin Watson	5.175	4.3	1.715
Taille de l'échantillon	21	21	21

Entre parenthèses: *t*-statistiques ; RS: Ratios de sacrifice

Tableau 3.6 : Les ratios de sacrifice et les déterminants traditionnels

3.2.4.3 Les déterminants spécifiques aux économies en développement et en transition

Les déterminants traditionnels des ratios de sacrifice et communs aux pays industrialisés explicités par Ball (1994) ne sont pas pertinents pour expliquer la faiblesse des coûts de la

désinflation en Amérique latine ou en Europe centrale et orientale. Des caractéristiques propres aux pays latino-américains ou européens en transition devraient jouer un rôle explicatif plus important. Nous allons ainsi tester le pouvoir explicatif de trois variables les plus accessibles statistiquement : *l'appréciation du change réel*, *les réformes structurelles* et surtout *l'utilisation de l'ancrage nominal du taux de change comme instrument désinflationniste*.

3.2.4.3.1 L'appréciation du taux de change réel

L'appréciation du change réel constitue l'une des conséquences marquantes des stabilisations expérimentées en Amérique latine ou en Europe centrale et orientale (voir nos *chapitres 1* et *2*) et pourrait influencer, de façon indirecte, l'impact désinflationniste sur la croissance économique. Pour Calvo, Leiderman et Reinhart (1993), l'appréciation du change réel, issue de entrées massives de capitaux au début des années 1990 en Amérique latine, est accompagnée d'une accélération de croissance. Fischer (1988) a également proposé de mettre en relation le taux de change réel au ratio de sacrifice en se basant sur l'idée selon laquelle, l'appréciation réelle pourrait provoquer une réduction des prix de biens échangeables, libellés en monnaie nationale, et créer ainsi, dans ce sens, une source supplémentaire pour expliquer la faiblesse des coûts de la désinflation. A l'origine de fortes variations à la baisse de l'inflation, l'appréciation du change réel diminuerait le ratio de sacrifice, et pourrait même « effacer » les effets de la désinflation sur l'activité grâce aux effets favorables des entrées de capitaux, selon l'étude de Calvo et al. (1993).

Ainsi, pour mettre en évidence la relation entre ratio de sacrifice et appréciation du taux de change réelle en Amérique latine et dans les pays en transition, nous calculons, tout d'abord, la variation du taux de change réel pendant chaque épisode de désinflation, entre le début de l'épisode $t = 0$ et la fin de l'épisode $t = T$. Les nombres négatifs, reportés dans les **Annexes 3.1** et **3.2**, reflèteront les appréciations du taux de change réel durant l'épisode de désinflation et les nombres positifs les dévaluations. Suivant le raisonnement de Fischer (1988), le signe attendu est, à priori, **positif**, impliquant que plus l'appréciation du taux de change est importante, plus les coûts de désinflation sont faibles.

Résultats : Les régressions, effectuées pour l'Amérique latine et l'ensemble des pays en transition d'Europe centrale et orientale, donnent des résultats mitigés (voir **tableau 3.7**). En Amérique latine, le signe positif attendu est obtenu avec les ratios de sacrifice estimés à partir de la méthode de Ball (1994) uniquement, avec un degré de significativité statistique important. Les ratios de la méthode 1 dépendent, en revanche, et de manière significative, négativement de l'appréciation réelle, impliquant au contraire que les appréciations sont plutôt associées à des ratios de sacrifice plus élevés. Les résultats restent ambigus avec les ratios issus de la méthode de

Zhang (2001). En Europe centrale et orientale, le signe positif attendu n'est obtenu qu'avec les ratios de la méthode 1, sans prendre en compte les effets fixes, mais avec une faible significativité statistique. Les autres régressions, avec ou sans effets individuels, supposent une relation négative entre le ratio de sacrifice et l'appréciation réelle dans cette région.

Déterminant	RS Méthode 1		RS Méthode 2		RS Méthode 3	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
AMERIQUE LATINE						
Variation du change réel	-0.2823 (-2.510)	-0.9996 (-13.448)	0.0239 (4.027)	0.4914 (30.247)	0.0092 (0.422)	-0.1015 (-12.375)
Constante	-0.2031 (-2.995)	-	-0.0161 (-3.048)	-	0.0534 (5.598)	-
R² ajusté	-0.040	1.000	-0.006	1.000	0.027	1.000
Durbin Watson	1.041	1.025	1.521	1.663	1.641	2.055
Taille de l'échantillon	27	27	27	27	27	27
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE						
Variation du change réel	0.1883 (0.132)	-0.0816 (-0.012)	-0.1191 (-1.639)	-0.2982 (-0.410)	-0.1542 (-3.284)	-1.2932 (-0.187)
Constante	0.2531 (0.237)	-	-0.0362 (-0.548)	-	-0.1273 (-3.155)	-
R² ajusté	-0.134	1.000	0.792	1.000	0.232	1.000
Durbin Watson	5.215	9.932	1.089	0.394	1.360	0.153
Taille de l'échantillon	21	21	21	21	21	21

Entre parenthèses: t-statistiques ; RS: Ratios de sacrifice ; EF: Effets fixes

Les coefficients des effets fixes ne sont pas présentés (les t-statistiques n'étant pas reportées par Eviews)

Tableau 3.7 : Les ratios de sacrifice et l'appréciation du change réel

Ainsi, le phénomène d'appréciation du taux de change réel souvent observé durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine ou en Europe centrale et orientale n'apparaît pas comme une variable explicative importante de la faiblesse des ratios de sacrifice dans ces deux régions.

3.2.4.3.2 Les réformes structurelles

Depuis les années 1980, la plupart des économies latino-américaines ont mis en place des politiques cherchant à faciliter les opérations marchandes et à réduire les effets de distorsions issus de l'intervention étatique sur le circuit économique. De plus, la plupart des réformes structurelles ont eu lieu en même temps que les désinflations. Ce phénomène a été aussi constaté dans les pays d'Europe centrale et orientale, au début de leur transition, avec l'application simultanée des programmes de réduction du taux d'inflation et des réformes de libéralisation

économique et sociale. Ainsi, l'application simultanée des réformes structurelles influencerait-elle l'impact des désinflation sur la croissance des deux régions ? Pour Hofstetter (2004), même si conceptuellement, ces réformes ne devraient pas affecter les ratios de sacrifice, elles pourraient cependant conduire à des mesures faussées du produit potentiel. En effet, supposons qu'à la période 0, un programme de désinflation est lancé et des réformes sont introduites⁵⁴. Les réformes, telles que les réformes fiscales, selon Hofstetter (2004), vont booster le produit potentiel vers des niveaux supérieurs à ceux estimés par les méthodes de Ball (1994) et de Zhang (2001), alors qu'en même temps, le produit actuel commence à monter également, mais reste en dessous de son nouveau niveau potentiel pendant tout l'épisode de stabilisation, générant ainsi un ratio de sacrifice négatif. D'autres réformes, telles que la libéralisation du commerce extérieur, caractérisée par la réduction des douanes à l'importation, entraîneront une baisse de l'inflation sans créer de conflit avec le produit à court terme et par conséquent, minimiseront les effets récessifs d'une désinflation. En Europe centrale et orientale, de nombreux travaux empiriques ont mis en évidence une relation positive entre la croissance de la production et le degré de libéralisation de différentes économies durant la période de transition. Selon ces travaux, plus un pays s'engage à se libéraliser rapidement, c'est-à-dire plus le degré de libéralisation est important, plus le taux de croissance de l'activité y est élevé, et par conséquent, plus il atténuera les coûts provoqués par les politiques de désinflation (De Malo et al., 1996, Fischer et Sahay, 1995, Fischer, Sahay et Végh, 2000 ou Popov, 2005 et 2007).

Lora (1997, 2001) et Morley et al. (1999) ont construit une série d'indices qui mesurent le degré de réformes dans de nombreux domaines comme la fiscalité, le commerce extérieur, le secteur financier ou encore la privatisation en Amérique latine. Pour chaque catégorie, les indices vont de 0 à 1, avec 1 indiquant l'état le plus libéralisé ou libre de toute distorsion ou intervention étatique. Nous allons utiliser deux indices capables d'influencer la variation du ratio de sacrifice dans les pays latino-américains :

- **L'indice de réformes commerciales** est calculé, selon Morley et al. (1999), comme la moyenne de deux composantes : le niveau moyen et la dispersion des tarifs douaniers⁵⁵.
- **L'indice de réformes fiscales** est calculé comme la moyenne de quatre composantes : le taux marginal maximum d'imposition sur les revenus des entreprises et des salariés, le taux de taxation de la valeur ajoutée et l'efficacité de la taxe sur la valeur ajoutée⁵⁶.

⁵⁴ Les événements n'ont pas besoin d'être introduits à la même date.

⁵⁵ Morley et al. admettent que même si leur indice permet de représenter précisément la direction de la réforme commerciale, il ne pourrait cependant pas refléter le vrai degré de protection commerciale des économies concernées, ainsi que leur degré de libéralisation, dans la mesure où cet indice n'inclut pas les restrictions non quantitatives difficilement observables et estimables et qui pourraient être plus importantes que les barrières douanières.

⁵⁶ Cet indicateur est défini comme le rapport entre le taux de la TVA et les recettes obtenues de cette taxe, exprimées en pourcentage du PIB. Les recettes de la TVA, exprimées en pourcentage du PIB devrait, selon Morley et al., refléter alors l'influence ou la neutralité de la TVA, ainsi que l'efficacité du gouvernement à collecter cette taxe.

De leur côté, De Malo et al. (1996) ont également proposé des indices « synthétiques » cumulés, permettant de mesurer le degré de libéralisation au début de la transition pour l'ensemble des pays d'Europe centrale et orientale (de 1989 à 1995). L'indice « synthétique » est la somme cumulée des indices annuels, qui varient de 0 à 1. Plus l'indice cumulé est grand, plus la libéralisation est importante. L'indice total concerne à la fois la libéralisation observée concernant trois domaines :

- **les marchés internes** : libéralisation des prix domestiques et abolition des monopoles commerçants étatiques.
- **les marchés externes** : libéralisation du commerce extérieur incluant l'élimination des contrôles sur les exportations et des taxes, la substitution des taxes modérées à l'importation par des quotas et des douanes plus élevés, la convertibilité des devises.
- **l'échelle des privatisations** : privatisation des entreprises de moyenne et grande taille et réforme bancaire.

Pour estimer l'impact des réformes structurelles sur le ratio de sacrifice, nous distinguons deux cas :

- **Pour l'Amérique latine** : nous calculons la moyenne des indices de Morley et al. (1999) pour chaque épisode de désinflation de chaque économie, reportées dans l'**Annexe 3.1**⁵⁷. Une moyenne élevée signifierait un degré de réforme structurelle important durant un épisode de stabilisation alors qu'un nombre proche de zéro impliquerait l'absence des réformes dans un pays concerné. La relation entre les coûts de désinflation et le degré de réformes commerciales ou fiscales est à priori négative c'est-à-dire plus un pays s'engage à réformer son système commercial ou fiscal, plus cela va atténuer les coûts de la désinflation et par conséquent le ratio de sacrifice sera plus faible. Nous signalons que le Nicaragua est absent de notre estimation compte tenu de l'indisponibilité des indices fournis par Morley et al. (1999).
- **Pour les pays d'Europe centrale et orientale** : compte tenu de l'indisponibilité des indices de libéralisation pour la deuxième moitié des années 1990, nous allons estimer la relation entre le ratio de sacrifice de l'ensemble des pays de la région et le degré de libéralisation au début des épisodes de désinflation. En effet, théoriquement, plus la libéralisation est rapide et complète au début de la transition, plus les coûts de la désinflation sont « compensés » et plus les ratios de sacrifice sont faibles. Le signe attendu est donc également négatif. Nous utilisons ainsi l'indice total reflétant le processus de libéralisation pendant les six premières années de transition, de 1989 à

⁵⁷ Morley et al. (1999) proposent des indices allant de 1970 à 1996, alors que Lora (1997, 2000) fournit des indices depuis 1985 à 1999. Compte tenu la présence des ratios de sacrifices estimés pour les épisodes de désinflation durant les années 1970, nous sommes amenées à choisir les indices de Morley et al.

1995, proposé par De Malo et al. (1996) pour l'ensemble des pays d'Europe centrale et orientale étudiés. Ces indices sont présentés dans l'**Annexe 3.2**.

Déterminant	RS Méthode 1		RS Méthode 2		RS Méthode 3	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
AMERIQUE LATINE						
Réformes commerciales	-0.3524 (-2.413)	-1.4290 (-7.770)	-0.0784 (-0.620)	-2.2141 (-5.301)	-0.2056 (-1.027)	-0.5217 (-8.118)
Constante	0.2722 (2.448)	-	0.0593 (0.581)	-	0.2184 (1.258)	-
R² ajusté	-0.032	1.000	-0.046	1.000	0.043	1.000
Durbin Watson	1.008	2.900	1.249	0.741	1.823	0.218
Taille de l'échantillon	27	27	27	27	27	27
Réformes fiscales	-1.4231 (-3.405)	-1.4318 (-18.492)	-1.6772 (-4.600)	-2.0221 (-7.901)	-0.5509 (-17.865)	0.1143 (1.061)
Constante	0.7580 (4.859)	-	0.8216 (5.518)	-	0.3358 (23.477)	-
R² ajusté	0.369	1.000	0.396	1.000	0.603	1.000
Durbin Watson	1.046	2.588	1.894	2.752	2.493	0.212
Taille de l'échantillon	27	27	27	27	27	27
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE						
Degré de libéralisation	0.0316 (0.089)	1190.818 (0.120)	0.1470 (15.544)	20.6136 (0.251)	0.0551 (0.997)	-19.7871 (-0.101)
Constante	0.0715 (0.063)	-	-0.2132 (-13.388)	-	-0.2081 (-1.390)	-
R² ajusté	-0.135	1.000	0.926	1.000	0.169	1.000
Durbin Watson	5.196	0.609	1.484	0.064	2.185	0.189
Taille de l'échantillon	21	21	21	21	21	21

Entre parenthèses: t-statistiques ; RS: Ratios de sacrifice ; EF: Effets fixes

Les coefficients des effets fixes ne sont pas présentés (les t-statistiques n'étant pas reportées par Eviews)

Tableau 3.8 : Les ratios de sacrifice et les réformes structurelles

Résultats : Les régressions, reportées dans le **tableau 3.8**, donnent des résultats relativement intéressants, notamment pour les pays d'Amérique latine. En effet, dans cette région, les signes négatifs attendus entre le ratio de sacrifice et les réformes commerciales ou fiscales ont bien été obtenus dans quasiment tous les modèles. De plus, le degré de significativité des coefficients est relativement important pour la variable explicative « *réformes commerciales* » et très robuste avec la variable « *réformes fiscales* ». Ainsi, la libéralisation commerciale apparaît comme une variable significative pour expliquer l'évolution du ratio de sacrifice en Amérique latine. La faiblesse des ratios de sacrifice latino-américains peut ainsi s'expliquer par un degré de réformes sur le commerce extérieur souvent élevé, entre 0.7 et 0.9, soit une libéralisation commerciale très importante dans la plupart des pays. Cette conclusion va à l'encontre des résultats obtenus par

Hofstetter (2004) dont les régressions conduisent à l'absence de l'impact de la libéralisation du commerce extérieur sur les coûts de la désinflation en Amérique latine. En revanche, nos résultats convergents vers ceux obtenus par Hofstetter (2004) ainsi que Escaith et Morley (2002) concernant l'impact très significatif des réformes fiscales sur les ratios de sacrifice. En effet, selon nos estimations, la relation entre le ratio de sacrifice et les réformes du système fiscal en Amérique latine est bien négative et significative statistiquement et économiquement. Une amélioration des réformes fiscales, c'est-à-dire une hausse de l'indice fiscal de 1% (correspondant plus ou moins à une hausse des recettes fiscales) entraînera une baisse des ratios de sacrifice de 0.6% à 2% selon les modèles de régression.

Si les réformes structurelles semblent jouer un rôle important dans l'explication de la faiblesse des coûts de la désinflation en Amérique latine, la situation en Europe centrale et orientale s'avère plus mitigée. Le signe négatif attendu entre le ratio de sacrifice et le degré de libéralisation n'a été observé que dans les régressions avec effets fixes des ratios issus de la méthode de Ball (1994) et de Zhang (2001), mais demeure statistiquement peu significatif. Pour les autres régressions, nous obtenons même une relation positive avec des degrés de significativité statistique hétérogènes. Ces résultats impliquent, contrairement aux observations théoriques, que plus les pays sont libéralisés, plus les coûts de la désinflation sont importants et par conséquent, plus les ratios de sacrifice seront grands. L'impact du degré de libéralisation reste donc ambigu pour expliquer l'évolution des ratios de sacrifice en Europe centrale et orientale.

Au total, les réformes structurelles apparaissent comme des variables explicatives importantes pour expliquer la faiblesse des ratios de sacrifice en Amérique latine seulement.

3.2.4.3.3 L'ancrage nominal du taux de change

Le dernier facteur capable éventuellement d'expliquer la faiblesse des ratios de sacrifice en Amérique latine ou dans les pays en transition d'Europe centrale et orientale est l'application de l'ancrage nominal du taux de change comme stratégie de désinflation. La comparaison des coûts des désinflations basées sur le taux de change et celles basées sur la stabilité monétaire semble assez ambiguë. Le ciblage du taux de change pour la désinflation apparaît comme une stratégie moins coûteuse pour l'activité que le ciblage par la monnaie en Amérique latine, alors qu'en Europe centrale et orientale, les ratios de sacrifice résultant des 21 désinflations indiquent qu'au contraire l'ancrage nominal du taux de change semble à priori plus coûteux que le ciblage monétaire (**tableaux 3.1 et 3.2**).

Pour mettre en évidence l'existence d'une éventuelle relation entre le ratio de sacrifice et la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, nous construisons une variable *dummy* égale à 1 si durant le début de l'épisode de stabilisation, entre les dates $[0,1]$, un régime

de change fixe est mis en place ou un régime de change bascule vers un système plus fixe. Se basant sur les stratégies d’ancrage nominal et de régime de change exposées dans le **tableau 1.3** pour l’Amérique latine (*chapitre 1*) et le **tableau 2.3** pour l’Europe centrale et orientale (*chapitre 2*), nous pouvons construire la série *dummy* reflétant le choix d’ancrage nominal des économies de l’échantillon (voir **Annexes 3.1** et **3.2**). Sur le plan théorique, il existerait une relation **négative** entre le ratio de sacrifice et l’ancrage nominal du taux de change comme instrument de la stabilisation. En d’autres termes, la mise en place des stabilisations fondées sur l’ancrage nominal du taux de change diminuerait les coûts de la désinflation. Cet impact théorique de la fixité du change sur le ratio de sacrifice peut s’expliquer par le fait que la désinflation s’avère plus importante en régime de change fixe qu’en régime de change flexible, compte tenu notamment de la crédibilité du programme de stabilisation basée sur la stabilité du taux de change. Une plus forte réduction du taux d’inflation signifie alors un dénominateur du ratio de sacrifice plus important, et par conséquent un ratio de sacrifice plus faible.

Résultats : Les résultats des régressions, reportés dans le **tableau 3.9**, indiquent les différents impacts de l’ancrage nominal du taux de change sur les ratios de sacrifice dans les deux régions de l’étude. En Amérique latine, les coefficients des trois régressions ont un signe négatif comme attendu, et surtout très significatifs statistiquement (à l’exception de la régression des ratios calculés par la méthode 1 avec effets fixes). Les résultats nous permettent d’établir une première conclusion : *en Amérique latine, l’ancrage nominal du taux de change diminuerait les coûts de la désinflation*. Hofstetter (2004), dans ses études sur l’éventuel impact d’un programme de stabilisation basée sur l’ancrage nominal du taux de change sur les ratios de sacrifice des pays latino-américains à inflation modérée, a constaté, au contraire, que les ratios de sacrifice augmentent avec les désinflations basées sur l’ancrage par le change.

En Europe centrale et orientale, les résultats sont moins homogènes et la divergence des signes obtenus, selon la prise en compte ou non des effets individuels fixes, complique relativement l’interprétation. La mise en place des programmes de stabilisation basée sur l’ancrage nominal du taux de change diminuerait les ratios de sacrifice estimés à partir de la méthode simple, alors que l’on obtient bien une relation positive et significative statistiquement entre les deux variables avec la méthode de Ball (1994) et de Zhang (2001). Les signes sont inversés lorsqu’on introduit les effets spécifiques des pays du panel. Ainsi, à la différence de l’Amérique latine, *il est donc difficile d’établir une conclusion fiable quant à l’impact d’une telle stratégie d’ancrage nominal sur les coûts de la désinflation dans les pays en transition*.

L’hétérogénéité des résultats des régressions, notamment pour les pays en transition, confirme ainsi la difficulté de savoir quelle est la stratégie d’ancrage nominal la plus appropriée et la moins coûteuse pour lutter contre l’inflation dans les pays d’Amérique latine et en transition d’Europe centrale et orientale. La comparaison entre les stratégies d’ancrage nominal demeure

une tâche délicate pour les autorités monétaires. Les calculs des ratios de sacrifice à partir des méthodes descriptives classiques comme celle initiée par Ball (1994) semble ne pas permettre de déterminer la stratégie de désinflation la plus efficace et la moins coûteuse en termes de production.

Déterminant	RS Méthode 1		RS Méthode 2		RS Méthode 3	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
AMERIQUE LATINE						
Ancrage nominal du taux de change	-0.4961 (-14.162)	0.3564 (0.675)	-0.1681 (-13.659)	-0.1879 (-1402.97)	-0.0718 (-1.784)	-0.1641 (-23.654)
Constante	0.0228 (3.192)	-	0.1075 (12.633)	-	0.1022 (2.547)	-
R² ajusté	0.309	0.595	0.214	0.954	0.031	0.614
Durbin Watson	0.932	2.362	0.933	2.650	1.611	2.888
Taille de l'échantillon	27	27	27	27	27	27
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE						
Ancrage nominal du taux de change	-2.9622 (-0.343)	0.0413 (1.06E+16)	0.2715 (3.376)	-0.2484 (-2.92E+15)	0.2299 (2.916)	-0.2646 (-2.01E+15)
Constante	3.0466 (0.352)	-	-0.0441 (-0.551)	-	-0.2355 (-2.988)	-
R² ajusté	0.597	1.000	0.976	1.000	0.604	1.000
Durbin Watson	1.295	5.250	1.731	4.487	1.479	6.767
Taille de l'échantillon	21	21	21	21	21	21

Entre parenthèses: t-statistiques ; RS: Ratios de sacrifice ; EF: Effets fixes

Les coefficients des effets fixes ne sont pas présentés (les t-statistiques n'étant pas reportées par Eviews)

Tableau 3.9 : Les ratios de sacrifice et l'ancrage nominal du taux de change

3.2.4.3.4 L'estimation simultanée

Nous proposons également un examen de l'impact de l'ensemble des trois (ou quatre) déterminants spécifiques aux pays latino-américains ou en transition d'Europe centrale et orientale. La plupart des résultats, reportés dans le **tableau 3.10**, confirment les conclusions obtenues lors de l'estimation des effets de chaque déterminant sur l'évolution des ratios de sacrifice, notamment :

- L'absence de relation évidente entre l'appréciation du change réel et les coûts de la désinflation en Amérique latine et en Europe centrale et orientale.
- L'existence d'une relation négative entre les réformes commerciales et fiscales et les ratios de sacrifice en Amérique latine, alors que l'impact négatif attendu d'une libéralisation sur les ratios de sacrifice en Europe centrale et orientale n'est pas observé.

- L'ancrage nominal du taux de change diminuerait les coûts de la désinflation en Amérique latine, alors qu'il joue un rôle explicatif ambigu en Europe centrale et orientale.

Déterminants	RS Méthode 1	RS Méthode 2	RS Méthode 3
AMERIQUE LATINE			
Variation du change réel	-0.1217 (-0.428)	0.0332 (0.438)	-0.0153 (-0.110)
Réformes commerciales	-0.2572 (-0.527)	-0.5228 (-4.078)	-0.1508 (-0.419)
Réformes fiscales	-0.4823 (-0.384)	-1.1764 (-2.866)	-0.6117 (-1.898)
Ancrage nominal du taux de change	-0.4475 (-3.351)	-0.1994 (-2.891)	-0.1447 (-1.650)
Constante	0.5433 (1.198)	1.1614 (9.498)	0.5884 (2.761)
R² ajusté	-0.094	0.932	0.193
Durbin Watson	0.95	1.302	2.257
Taille de l'échantillon	27	27	27
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE			
Variation du change réel	0.01223 (0.019)	-0.0564 (-1.155)	-0.3683 (-1.785)
Degré de libéralisation	0.0825 (0.243)	0.0953 (3.664)	0.0805 (1.333)
Ancrage nominal du taux de change	-2.6546 (-0.636)	0.2161 (2.811)	0.0906 (0.608)
Constante	2.5397 (0.580)	-0.3738 (-3.867)	-0.5502 (-2.273)
R² ajusté	-0.2221	0.432	0.048
Durbin Watson	5.288	1.752	1.712
Taille de l'échantillon	21	21	21

Entre parenthèses: t-statistiques ; RS: Ratios de sacrifice

Tableau 3.10 : Les ratios de sacrifice et les déterminants spécifiques

Conclusion

Il a fallu plus de trois décennies à l'Amérique latine pour maîtriser les pressions hyper-inflationnistes, une pour l'Europe centrale et orientale. L'inflation s'est maintenue, pendant de nombreuses années, à un niveau élevé en Amérique latine malgré les tentatives de stabilisation. Elle diminue au fur et à mesure et de façon constante en Europe centrale et orientale. L'Amérique latine a été confrontée à des crises financières après chaque période de désinflation, l'Europe centrale et orientale a su y résister.

Les différences issues des stabilisations entre les deux régions restent nombreuses mais un point commun, et pas le moindre, est à souligner : quel que soit le choix de politique de désinflation, toutes les expériences observées en Amérique latine et en Europe centrale et orientale n'ont pas conduit à une période de récession profonde, comme l'anticipait la théorie macroéconomique. Au contraire, les coûts de la désinflation, en termes de pertes de production, ont été faibles, voire nuls. Il apparaît que les pays concernés ont même bénéficié de la désinflation pour consolider leur activité économique. Les ratios de sacrifice calculés pour les 27 épisodes de désinflation en Amérique latine et les 22 épisodes en Europe centrale et orientale ont été pour la plupart peu significatifs, proches de zéro, voire même négatifs. L'Amérique latine semble avoir apprécié le « *Déjeuner Gratuit* » de nombreuses stabilisations engagées depuis les années 1960. L'Europe centrale et orientale semble, de son côté, avoir réussi à limiter, de manière considérable, l'effondrement plus conséquent que prévu de la production, enregistré au début de la transition et de la désinflation.

Notre étude complète ainsi les travaux de Ball (1994), Zhang (2001) et beaucoup d'autres concernant l'estimation et les déterminants des ratios de sacrifice dans les pays en voie de développement d'Amérique latine et les pays en transition d'Europe centrale et orientale. La faiblesse, voire l'absence, des coûts de la désinflation estimés dans ce chapitre expliquerait sans doute par le niveau initial d'inflation qu'ont du confronter les économies des deux régions. Puisque le ratio de sacrifice est défini comme le rapport entre les pertes en produit et la variation de l'inflation tendancielle durant la désinflation, le niveau élevé du taux d'inflation à chaque début de l'épisode dans chaque économie choisie atténue en effet, en théorie, l'ampleur du ratio. Cependant, le niveau initial d'inflation n'apparaît pas, comme le degré d'ouverture ou encore l'appréciation du taux de change réel, comme des facteurs déterminants significatifs de la faiblesse des ratios de sacrifices estimés dans les deux régions. En Amérique latine, cette faiblesse peut être expliquée par la lenteur de la désinflation, comme le supposait Taylor (1983). Mais les résultats empiriques supposant une relation négative et significative entre ratio de sacrifice et vitesse de désinflation remettent en question le lien de causalité entre les deux variables.

De leur côté, les réformes structurelles (fiscales et/ou commerciales) semblent jouer un rôle explicatif non négligeable dans l'explication de la faiblesse des coûts de la désinflation en Amérique latine. En effet, la relation entre ratio de sacrifice et réformes structurelles est significativement négative, impliquant que plus le degré de réformes est grand, plus les coûts de la désinflation sont faibles. L'application simultanée des réformes structurelles et des programmes de stabilisation, dans la plupart des pays de la région, atténuerait les pertes en production provoquées par la désinflation. En revanche, en Europe centrale et orientale, bien que la relation entre les ratios de sacrifice et le degré de libéralisation au début de la transition soit

significative, le signe théorique négatif n'a pas été obtenu, bien au contraire, impliquant ainsi une relation ambiguë entre coûts de la désinflation et degré de libéralisation.

Enfin, il est difficile d'établir une comparaison des coûts de la désinflation issue de différentes stratégies d'ancrage nominal. En Amérique latine, si les résultats descriptifs et empiriques confirment le rôle joué par l'ancrage nominal du taux de change dans l'explication de la faiblesse des ratios de sacrifice, les conclusions restent ouvertes pour l'Europe centrale et orientale. Cette stratégie d'ancrage nominal apparaîtrait comme plus coûteuse que le ciblage monétaire. Mais le manque de soutien statistique remet totalement en cause cette conclusion et montre que la relation entre les coûts de la désinflation et l'ancrage nominal du taux de change reste encore ambiguë et difficile à déterminer, du moins pour cette région.

Certes, la méthode de calcul de ratio de sacrifice avec la sélection des épisodes de désinflation permet de comprendre les coûts d'une politique de désinflation dans une économie, mais cet impact ne peut être étudié que grâce à des analyses « *variantielles* » des variables de produit et d'inflation au cours des épisodes de désinflation. En calculant ainsi les pertes en production suite à une réduction permanente du taux d'inflation, elle attribue à la seule politique monétaire toutes les variations de l'inflation et de la production au cours des épisodes de désinflation. Mais il ne suffit pas, pour calculer les ratios de sacrifice, de mettre en relation les deux agrégats au cours de baisses simultanées. De multiples facteurs, pas uniquement d'ordre monétaire, interviennent dans la détermination de leurs fluctuations (chocs d'offre, chocs de demande de monnaie, choc budgétaire, etc.). L'estimation du ratio de sacrifice peut de ce fait être biaisée et ne pas retracer uniquement l'impact d'une politique de désinflation.

C'est pourquoi il convient de dégager une technique d'identification des chocs qui permet de mesurer précisément l'influence des autorités monétaires sur l'évolution du taux d'inflation, et les coûts en termes de production que cela implique. La distinction des fluctuations de la production et de l'inflation aux chocs de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ou de la masse monétaire pourraient nous permettre de mettre en évidence la relation entre les coûts de la désinflation et l'ancrage nominal du taux de change, laissée sans réponse par la méthode standard de Ball (1994). Quelle est alors la stratégie d'ancrage nominal la plus efficace, en matière de lutte contre l'inflation, et la moins coûteuse, en termes de production ? Le recours à des analyses multivariées théoriques et empiriques devrait permettre de compléter et d'enrichir notre étude. En effet, en mettant en interaction plusieurs variables, donc le produit, le taux d'inflation, la masse monétaire et le taux de change, nous serions en mesure d'identifier la contribution des chocs de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ou des chocs de politique de resserrement monétaire sur l'évolution de la production et de l'inflation et ainsi d'établir une comparaison, si possible, des coûts réels de différentes stratégies de désinflation. La deuxième partie de cette thèse consacra alors à l'analyse multivariée des coûts de

la désinflation, tout d'abord dans un cadre théorique avec la présentation des modèles de type « *impulsion-propagations* » permettant d'expliquer l'évolution de la croissance et du taux d'inflation suite à l'application d'une stabilisation basée sur l'ancrage nominal. Des modèles théoriques explicatifs, nous essayerons d'établir sur un plan empirique, une évaluation du rôle du taux de change et de la monnaie dans les fluctuations économiques en Amérique latine et en Europe centrale et orientale. Ce travail s'appuiera sur les développements de l'économétrie des séries temporelles et plus récemment des données de panel : la méthodologie VAR structurel des coûts de la désinflation.

Partie II : Les ratios de sacrifice
obtenus par l'analyse théorique
et empirique des fluctuations
réelles et nominales

4 Modèles théoriques d'analyse de la stabilisation de l'inflation par l'ancrage nominal du taux de change

Introduction

Selon les analyses traditionnelles de la macroéconomie, la lutte contre l'inflation est souvent accompagnée d'une contraction de l'activité économique. Cependant, cette théorie conventionnelle, mettant en avant le conflit entre la stabilité des prix et l'objectif de croissance économique, a été constamment défiée, notamment par des expériences exceptionnelles de stabilisation dans les pays à forte inflation. Les programmes de désinflation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change ainsi que leurs impacts sur l'activité, observés en Amérique latine tout au long de la moitié du 20^e siècle et à partir des années 1990 en Europe centrale et orientale, apportent des indications surprenantes quant aux coûts réels d'une réduction du taux d'inflation. En Amérique latine, malgré une appréciation importante du taux de change national, les pays ayant utilisé le taux de change comme l'ancrage nominal pour leur lutte contre l'inflation chronique ont connu un boom économique initial (une augmentation de la consommation, de l'investissement et du produit agrégé), une appréciation de la monnaie nationale, une hausse du salaire réel et une détérioration des comptes externes. Au fur et à mesure que les programmes s'avancent, ces effets prendront le chemin inverse, avec une contraction importante de l'économie et une dépréciation du taux de change réel. La contraction économique, typiquement associée à la désinflation, n'a eu lieu que quelques périodes plus tard. Les études des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ont ainsi suggéré la présence du cycle « *boom-récession* ».

En Europe centrale et orientale, ce phénomène « *boom-récession* » n'a pas été observé mais la région a tout de même enregistré des performances remarquables en matière de croissance pendant les années post stabilisatrices, après avoir enregistré une récession économique lors de l'application des programmes de stabilisation. Cependant, le début récessionniste n'est, en aucun cas, le résultat de la réduction de l'inflation élevée elle-même, mais expliquée principalement par l'effondrement du système productif issu de la transformation du système planifié vers une économie de marché.

Les études exposées lors des trois premiers chapitres ont permis d'avoir une vision générale concernant l'évolution des principaux indicateurs macroéconomiques et les coûts, en termes de pertes de production, en Amérique latine ou en Europe centrale et orientale, durant les épisodes

de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Cependant, cette première approche, s'inscrivant dans un cadre descriptif ou factuel, ne distingue pas le vrai impact d'une politique de désinflation des autres sources capables d'influencer la dynamique des variables économiques durant ces épisodes. Afin de rendre compte des vraies réactions issues des programmes de stabilisation pilotée par le change, nous allons recourir à des analyses multivariées des fluctuations, plus précisément à des modèles théoriques de type « *impulsion-propagation* ».

Il n'existe pas, dans la littérature macroéconomique, de travaux visant à « modéliser » les effets sur l'activité économique d'une politique de réduction du taux de dévaluation en Europe centrale et orientale, compte tenu du caractère récent de l'évènement. En revanche, le phénomène « *boom-récession* » latino-américain a attiré l'attention de nombreux économistes. Rodriguez (1982) a été le premier auteur à réfléchir sur les effets réels des programmes « *tablitas* » en Amérique du Sud des années 1970, mettant l'accent sur le rôle explicatif de la rigidité de l'inflation régionale et sur l'hypothèse des anticipations adaptatives. Selon cet auteur, sous un régime de parfaite mobilité du capital, une réduction du taux de dévaluation conduira à une baisse du taux d'intérêt nominal domestique. L'inflation étant rigide, cette réduction va entraîner en même temps une baisse du taux d'intérêt réel, qui à son tour, va permettre une explosion de la consommation et de la production. L'expansion de l'activité pourrait être suivie, ensuite, par une éventuelle contraction, puisque la rigidité de l'inflation maintient l'appréciation du taux de change réel.

Calvo et Végh (1993) ont également tenté d'expliquer le phénomène « *boom-récession* » des programmes de stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change en mettant en avant les effets d'un manque de crédibilité d'une politique de désinflation sur les comportements des agents économiques. Le cycle « *boom-récession* » a été particulièrement marqué lorsque le degré de crédibilité d'un programme de stabilisation est faible, c'est-à-dire lorsqu'il est perçu comme seulement temporaire. Les ménages tentent de tirer avantage des prix des biens échangeables temporairement bas, en substituant « *intertemporellement* » leur consommation et en augmentant leurs dépenses au début des épisodes de stabilisations par le change.

D'autres éléments peuvent jouer un rôle explicatif intéressant du phénomène « *boom-récession* » observé dans les pays latino-américains. De Gregorio et al. (1998) ont mis en avant la présence des biens durables alors que d'autres auteurs privilégient le rôle des effets de richesse. Les derniers peuvent résulter à la fois des réponses des variables du côté de l'offre de l'économie, selon Roldos en 1995 ou de la politique fiscale selon Helpman et Razin (1987). Tous ont réussi à démontrer l'expansion initiale de l'activité, soit par l'accélération de la consommation, soit par l'accumulation grandissante du capital. Certains modèles, notamment le modèle d'offre de Roldos (1995), ne permettent pas de mettre en évidence la phase récessionniste post-

stabilisatrice. Surtout, ils ne sont pas « aptes » à expliquer les fluctuations de la production dans les pays d'Europe centrale et orientale. Certes, la plupart des fluctuations nominales, telles que l'inflation, le taux de change réel ou les taux d'intérêt nominal et réel, ressemblent à celles observées dans les pays en transition. De plus, la présence des biens durables, dans le modèle de De Gregorio (1998), la prise en compte des effets réels d'une politique fiscale d'accompagnement par Helpman et Razin (1987), ou des effets d'offre mis en avant par Roldos (1995) apparaissent comme des éléments intéressants pour la compréhension de l'accélération solide de la croissance durant les épisodes de désinflation pilotée par le change dans cette région. Mais, l'effondrement de la production observé lors de chaque épisode de stabilisation, ainsi que le « *timing* » des phases expansionnistes différentes par rapport aux pays latino-américains, limitent le pouvoir explicatif de ces modèles théoriques.

Malgré cette lacune, nous présentons ces modèles théoriques d'analyse de la stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change pour montrer de quelle manière le phénomène « *boom-récession* » en Amérique latine peut être justifié. La première section présentera le travail de Rodriguez (1982) sur le rôle de la rigidité de l'inflation. La deuxième section mettra en avant le modèle de Calvo et Végh et leur analyse des effets d'une réduction du taux de dévaluation non crédible. Les trois dernières sections présenteront les autres arguments explicatifs du cycle « *boom-récession* » : la présence des biens durables (la troisième section), les effets de richesse et la politique fiscale (la quatrième section) et enfin les effets d'offre et l'accumulation du capital (la cinquième section).

4.1 La rigidité de l'inflation et les anticipations adaptatives : le modèle de Rodriguez (1982)

Rodriguez (1982) est le premier économiste à mettre en évidence le phénomène « *boom-récession* » observé lors des épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Cherchant à mettre en évidence l'impact sur l'activité réelle de l'application du programme « *tablita* » de décembre 1978, Rodriguez (1982) a montré que, sous la condition d'une parfaite mobilité du capital, une réduction crédible du taux de dévaluation entraînera une baisse des taux d'intérêt nominaux domestiques. Si les anticipations inflationnistes sont rigides, notamment lorsqu'elles sont adaptatives, les taux d'intérêt réels devraient diminuer, incitant alors une hausse de la demande globale et de la production à court terme. L'expansion de l'activité pourrait être suivie ensuite par une éventuelle contraction, puisque la rigidité de l'inflation maintient l'appréciation du taux de change réel.

4.1.1 Les programmes des agents économiques et l'équilibre général

Supposons une petite économie ouverte parfaitement intégrée avec le reste du monde sur les marchés des biens et services et des capitaux. Elle est marquée par un système de change annoncé à l'avance (« *glissement pré-annoncé* »), une offre monétaire endogène et des anticipations adaptatives basées sur l'évolution passée du taux d'inflation (« *backward-looking expectations* »). L'économie est composée d'un grand nombre de ménages et de firmes identiques, ce qui permet de raisonner sur le cas d'agents représentatifs. Nous allons décrire successivement le comportement des ménages et celui des entreprises avant de donner la définition de l'équilibre général.

4.1.1.1 Le programme du ménage représentatif

La préférence du ménage représentatif dépend de la consommation des biens domestiques non échangeables, notée c^N , et celle des biens échangeables, notée c^T , à chaque période t . Ainsi, la fonction d'utilité intertemporelle peut être écrite sous la forme suivante :

$$\int_0^\infty [u(c_t^N) + v(c_t^T)] \exp(-\beta t) dt \quad (4.1)$$

où $u(\cdot)$ et $v(\cdot)$ sont les fonctions continûment différentiables, strictement croissantes et strictement concaves et β désigne le taux d'escompte psychologique, $\beta > 0$.

Le ménage représentatif détient deux catégories de ressources financières : les encaisses réelles de la monnaie et les dépôts de titres étrangers rémunérés au taux de rendement mondial constant, r . La richesse financière, en termes d'unités de biens échangeables, est donnée par l'équation :

$$A_t = M_t + B_t \quad (4.2)$$

où M et B indiquent respectivement les encaisses réelles de la monnaie et les stocks des dépôts détenus par le consommateur (en termes d'unités de biens échangeables).

Les ménages bénéficient, à chaque instant t , d'une dotation constante en biens échangeables, notée y^T , alors que la production des biens domestiques, notée y^N , est prédéterminée à partir de la demande, c'est-à-dire $y^N = c^N$ pour tout temps t . La contrainte budgétaire intertemporelle du ménage s'écrit alors :

$$A_0 + \int_0^\infty \left(\frac{y_t^N}{e_t} + y_t^T + g_t \right) \exp(-rt) dt = \int_0^\infty \left(\frac{c_t^N}{e_t} + c_t^T + i_t M_t \right) \exp(-rt) dt \quad (4.3)$$

avec :

A_0 : le stock initial des actifs nets étrangers ou la richesse initiale du ménage représentatif

y_t^N et y_t^T : la production des biens domestiques et la production des biens échangeables

$1/e$: le prix relatif des biens échangeables, e correspondant au taux de change réel. Par définition, $e = EP^T / P^N$, où P^T correspond au prix des produits échangeables et P^N le prix moyen des biens domestiques, E est le taux de change nominal, défini comme les unités de monnaie nationale par unité de monnaie étrangère.

g : les transferts forfaitaires accordés par le gouvernement, en termes de biens échangeables

i : le taux d'intérêt nominal domestique (en monnaie nationale). La condition de parité suppose que i est égal à la somme du taux d'intérêt mondial r et du taux de dévaluation ε , $\varepsilon = \dot{E} / E$.

L'équation (4.3) représente une contrainte budgétaire familiale où les dépenses intertemporelles du consommateur sont égales à ses revenus actualisés. A chaque instant t , ses dépenses sont égales aux coûts de consommation, $c_t^N / e_t + c_t^T$, plus les frais d'intérêt que le consommateur doit payer en détenant de la monnaie, $i_t M_t$.

La maximisation de la fonction d'utilité (4.1) sous la contrainte budgétaire (4.3) donne les conditions d'optimalité de premier ordre suivantes :

$$u'(c_t^N) = \frac{\lambda}{e_t} \quad (4.4)$$

$$v'(c_t^T) = \lambda \quad (4.5)$$

avec λ étant le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte budgétaire.

Les équations (4.4) et (4.5) sont les conditions selon lesquelles à l'optimum, le ménage égalise leur utilité marginale de la consommation à la valeur marginale de richesse multipliée par le prix relatif du bien (égal à l'unité pour les biens échangeables et $1/e$ pour les produits domestiques). L'équation (4.5) indique que la consommation optimale des biens échangeables de l'économie est constante tout au long du sentier d'équilibre.

4.1.1.2 Le programme de la firme représentative

Les firmes produisent le bien échangeable T à partir du capital K^T et du travail L^T alors que la production du bien domestique non échangeable nécessite du capital K^N et du travail L^N . Les fonctions de production s'écrivent :

$$y^T = G(L^T, K^T) \quad (4.6)$$

$$y^N = F(L^N, K^N) \quad (4.7)$$

$G(.)$ et $F(.)$ sont des fonctions de production continûment différentiables, strictement croissantes et strictement concaves.

Soient w et r^K les prix du travail et du capital. Les firmes chercheront à maximiser leur profit donné par l'expression :

$$\Pi_t = y_t^T + \frac{y_t^N}{e_t} - w_t L_t - r_t^K K_t \quad (4.8)$$

avec L désignant la quantité de travail utilisée par l'économie, $L = L^T + L^N / e$; K la quantité de capital utilisée par l'économie, $K = K^T + K^N / e$.

Les conditions d'optimalité de premier ordre par rapport au travail et au capital sont :

$$G_L(L^T, K^T) = w = \frac{F_L(L^N, K^N)}{e} \quad (4.9)$$

$$G_K(L^T, K^T) = r^K = \frac{F_K(L^N, K^N)}{e} \quad (4.10)$$

Pour maximiser les profits, les entreprises augmenteront la quantité du travail L jusqu'au point où le produit marginal du travail soit égal au taux de salaire w (équation 4.9). De même, l'équation (4.10) indique que les rendements du capital sont égaux aux produits marginaux du capital à l'optimum.

4.1.1.3 Le gouvernement et l'équilibre de l'économie

La condition d'équilibre du marché des biens domestiques est donnée par :

$$\bar{y}_t^N = \bar{c}_t^N \quad (4.11)$$

La contrainte budgétaire du gouvernement indique que la valeur des transferts forfaitaires actualisée, τ , est égale à la somme des encaisses de titres initiales du gouvernement, H_0 , et de la valeur actualisée des revenus provenant de la création monétaire :

$$\int_0^\infty g_t \exp(-rt) dt = \int_0^\infty H_0 + (\dot{M}_t + \varepsilon_t M_t) \exp(-rt) dt \quad (4.12)$$

où ε désigne le taux de dévaluation instantané. Le terme $(\dot{M}_t + \varepsilon_t M_t)$ correspond aux revenus provenant de la création monétaire.

En combinant les équations (4.3) et (4.12) et en tenant compte de la condition d'équilibre du marché des biens domestiques (équation 4.11), de l'hypothèse de la parfaite mobilité du capital et de la condition de transversalité, $\lim_{t \rightarrow \infty} m_t \exp(-rt) = 0$, on obtient la contrainte budgétaire totale de l'économie qui s'écrit :

$$k_0 + \frac{y^T}{r} = \int_0^\infty c_t^T \exp(-rt) dt \quad (4.13)$$

où $k = B + H$ correspond à la richesse financière nette nationale.

L'équation (4.13) signifie que la richesse de l'économie, en termes de biens échangeables, est égale à la valeur actualisée de la consommation des biens échangeables. Ainsi, à l'équilibre, la consommation des biens échangeables s'écrit :

$$\bar{c}_t^T = \bar{y}_t^T = y^T + rk_0$$

D'après l'équation (4.5), la consommation optimale des biens échangeables de l'économie c_t^T est constante tout au long du sentier d'équilibre. Il s'en suit, par conséquent, que $\bar{c}_t^T = y^T + rk_0$ est constante pour tout $t \geq 0$. On observe surtout qu'une variation non anticipée du taux de dévaluation n'affectera pas la consommation des biens échangeables. Dans ce cas, comment une stabilisation basée sur le ciblage du change pourrait conduire à l'accélération de croissance de la consommation au début des stages stabilisatrices, suivie ensuite par des phases de récession ? Pour expliquer le phénomène, Rodriguez propose donc d'analyser la formation des prix de l'économie et y ajouter l'hypothèse d'anticipation adaptative.

4.1.2 La formation des prix et les anticipations adaptatives

L'objectif principal des autorités monétaires est de contrôler et éventuellement réduire le taux d'inflation, d'où la nécessité de définir une équation de prix. Pour Rodriguez (1982), le taux d'inflation est déterminé à partir de deux éléments : l'inflation anticipée et l'excédent de la demande sur les deux marchés des biens, échangeables et domestiques :

$$\pi_t = \pi_t^a + aED_t, \quad a > 0 \quad (4.14)$$

où π_t est le taux d'inflation de l'économie, π_t^a le taux d'inflation anticipé et ED l'excédent de la demande sur le marché des biens.

4.1.2.1 L'inflation anticipée et l'hypothèse des anticipations adaptatives

Afin de déterminer le dynamique du taux d'inflation anticipé, Rodriguez (1982) propose également de distinguer de deux types de prix de biens : le prix des biens échangeables (T) et celui des biens domestiques non échangeables (N). Les taux d'inflation sur les deux marchés s'écrivent comme suit :

$$\pi_t^N = \pi_t^{Na} + aED_t^N, \quad a > 0 \quad (4.15)$$

$$\pi_t^T = \tilde{\pi}_t^T + \varepsilon \quad (4.16)$$

avec π_t^N désignant l'inflation sur le marché des biens non échangeables, π_t^{Na} l'inflation anticipée sur le marché des biens non échangeables, π_t^T l'inflation sur le marché domestique des biens échangeables et $\tilde{\pi}_t^T$ l'inflation extérieure des biens échangeables. ED_t^N représente la demande excédentaire sur le marché des biens non échangeables.

En notant b le poids des biens échangeables dans l'indice général des prix, $0 < b < 1$, le taux d'inflation domestique s'écrit alors :

$$\pi_t = b\pi_t^T + (1-b)\pi_t^N \quad (4.17)$$

On suppose que le taux de dévaluation et l'évolution des prix des biens échangeables sont connus par les agents économiques, ce qui implique que $\pi_t^T = \pi_t^{Ta}$. Par conséquent, d'après (4.17), le taux d'inflation anticipé s'écrit :

$$\pi_t^a = b\pi_t^T + (1-b)\pi_t^{Na} \quad (4.18)$$

Ainsi, d'après l'équation (4.18), le taux d'inflation anticipé est directement influencé par le taux de dévaluation et l'évolution des prix extérieurs des biens échangeables.

Le taux d'inflation anticipé sur le marché des biens domestiques est déterminé grâce à l'introduction de l'hypothèse des anticipations adaptatives, supposant une révision des erreurs de prévision, soit :

$$\frac{d\pi_t^{Na}}{dt} = z(\pi_t^N - \pi_t^{Na}) \quad (4.19)$$

Le taux de dévaluation et l'inflation extérieure des biens échangeables étant supposés constants, en différenciant l'inflation anticipée, on obtient :

$$\frac{d\pi_t^a}{dt} = (1-b)\frac{d\pi_t^{Na}}{dt} \quad (4.20)$$

En soustrayant (4.18) par (4.17), on observe que :

$$\pi_t - \pi_t^a = (1-b)(\pi_t^N - \pi_t^{Na}) \quad (4.21)$$

De (4.19), (4.20) et (4.21), on obtient :

$$\frac{d\pi_t^a}{dt} = z(\pi_t - \pi_t^a) \quad (4.22)$$

Cette dernière équation indique, en effet, que le taux d'inflation anticipé de l'économie est également révisé de manière adaptative dans le temps, tout comme le taux d'inflation anticipé du marché des biens non échangeables, et dépend de l'évolution du taux d'inflation courant qui est obtenu grâce à l'équation (4.15) et (4.21):

$$\pi_t = \pi_t^a + vED_t^N \quad (4.23) \quad \text{où } v = a(1-b)$$

Ainsi, avec un niveau d'excédent de la demande des biens domestiques donné, les équations (4.22) et (4.23) représentent les expressions des taux d'inflation courant et anticipée de l'économie. L'inflation anticipée déterminée, il reste alors à identifier les facteurs déterminants l'excès de la demande sur le marché des biens échangeables.

4.1.2.2 L'excédent de la demande et ses déterminants

Pour déterminer l'excès de la demande, Rodriguez (1982) a proposé d'introduire trois hypothèses suivantes :

- L'offre agrégée de l'économie est la somme de l'offre des biens échangeables et des biens non échangeables. Elle est constante et égale à \bar{y} .
- La demande agrégée de l'économie $c_t = c_t^N + c_t^T = C(R)$ est fonction décroissante du taux d'intérêt réel R_t , $\partial C / \partial R < 0$. Elle est égale à la somme de la demande pour les biens échangeables et celle pour la demande des biens non échangeables.
- L'excédent de la demande des biens échangeables est fonction décroissante des prix relatifs des ces biens, considérés comme le taux de change réel e , soit $\partial ED^T / \partial e > 0$.

Ainsi à l'équilibre de l'économie, l'offre globale est égale à la demande globale, soit :

$$c_t = \bar{y}.$$

L'existence d'un excédent de la demande signifie que la demande est supérieure à l'offre :

$$c_t > \bar{y} \Rightarrow c_t - \bar{y} = ED_t^N + ED_t^T$$

L'excédent de la demande des biens non échangeables s'écrit donc :

$$ED_t^N = c_t - \bar{y} - ED_t^T = C(R) - \bar{y} - ED^T(e)$$

$$ED_t^N = F(R, e) \text{ avec } \partial F / \partial R < 0 \text{ et } \partial F / \partial e > 0 \quad (4.24)$$

Ainsi, à \bar{y} constant, l'excédent de la demande des biens non échangeables augmente avec les prix relatifs des biens échangeables (le taux de change réel en occurrence) et diminue avec le taux d'intérêt réel. En substituant l'équation (4.24) à (4.23), on obtient :

$$\pi_t = \pi_t^a + \nu F(R, e) \text{ avec } \partial F / \partial R < 0 \text{ et } \partial F / \partial e > 0 \quad (4.25)$$

Les déterminants de l'excès de la demande

Pour compléter la formation de l'inflation, il est nécessaire de spécifier les facteurs déterminants du taux d'intérêt réel et du prix relatif des biens échangeables – le taux de change réel. Le taux de change réel est donné à tout moment du temps, compte tenu des prix et du taux de change nominal connus par les agents économiques. La variation du change réel s'écrit :

$$\dot{e}_t = \varepsilon + \tilde{\pi}_t^T - \pi_t \quad (4.26)$$

En supposant une parfaite mobilité du capital, on a le taux d'intérêt nominal domestique égal au taux d'intérêt mondial constant plus le taux de dévaluation :

$$i_t = r + \varepsilon \quad (4.27)$$

Le taux d'intérêt réel est défini comme la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation anticipé, il s'écrit donc :

$$R_t = i_t - \pi_t^a \quad \text{soit} \quad R_t = r + \varepsilon - \pi_t^a \quad (4.28)$$

Le taux d'intérêt mondial et le taux de dévaluation étant supposés constants, le différentiel du taux d'intérêt réel s'écrit :

$$\frac{dR_t}{dt} = -\frac{d\pi_t^a}{dt}$$

D'après (4.27), (4.22) et (4.25), on obtiendra :

$$\frac{dR_t}{dt} = -zvF(R, e) \quad \text{avec} \quad \delta F / \delta R < 0 \quad \text{et} \quad \delta F / \delta e > 0 \quad (4.29)$$

L'équation (4.29) indique que le taux d'intérêt réel dépend uniquement de l'excédent de la demande sur le marché des biens non échangeables. En combinant l'équation (4.28) et (4.29), on obtient ainsi la définition du taux d'inflation anticipé de l'économie :

$$\pi_t^a = r + \varepsilon - R_t \quad (4.30)$$

Et en soustrayant l'équation (4.30) par (4.25), on obtient le taux d'inflation de l'économie :

$$\pi_t = r + \varepsilon - R_t + vF(R, e) \quad (4.31)$$

Cette dernière équation montre ainsi que le taux d'inflation de l'économie comme une fonction du taux d'intérêt réel, du taux de change réel (ou prix relatifs des biens échangeables) ainsi que des paramètres déterminants le taux d'intérêt réel tels que le taux d'intérêt mondial et le taux de dévaluation. Finalement, en substituant l'équation (4.31) à (4.26), on obtient le différentiel du taux de change réel :

$$\frac{de_t}{dt} = \tilde{\pi}_t^T - r + R_t - vF(R, e) \quad (4.32)$$

Ainsi, la dynamique de comportement des variables de l'économie est donnée par les équations (4.29) et (4.32), qui décrivent l'évolution, dans le temps, du taux d'intérêt réel et le taux de change réel comme fonctions des différents paramètres du modèle tels que le taux de dévaluation et le taux d'intérêt mondial :

$$\begin{cases} \frac{dR_t}{dt} = \dot{R} = -zvF(R, e) \\ \frac{de_t}{dt} = \dot{e} = \tilde{\pi}_t^T - r + R_t - vF(R, e) \end{cases}$$

Le taux d'inflation sera déterminé (équation 4.31) une fois les valeurs du taux d'intérêt réel R et le taux de change réel e seront connues. Parmi les variables expliquant l'évolution du taux d'inflation de l'économie, l'impact du taux de dévaluation nous intéresse plus particulièrement dans le cadre de notre étude sur l'impact de l'ancrage nominal du taux de change sur l'inflation ainsi que sur les différents indicateurs de l'économie. Pour comprendre, en effet, comment une réduction du taux de dévaluation pourrait provoquer une réduction de l'inflation et un phénomène « *boom-récession* » du produit, nous sommes amenés à présenter une étude dynamique du modèle de Rodriguez (1982).

4.1.3 La dynamique dans le modèle de Rodriguez (1982)

Nous commençons, tout d'abord, par déterminer l'équilibre de long terme du modèle. Nous étudierons, par la suite, les réactions des principales variables macroéconomiques suite à l'application d'une politique de réduction permanente du taux de dévaluation.

4.1.3.1 L'équilibre de long terme

L'équilibre stationnaire du modèle est représenté dans le **graphique 4.1**. Les solutions locales de l'équation $[\dot{R}=0]$ sont obtenues à partir de l'équation (4.29) et déterminent les combinaisons des taux d'intérêt réels et des taux de change réels au niveau desquels il n'y a pas d'excès de demande sur le marché des produits domestiques ($ED^N = F(R, e) = 0$). La courbe représentant l'équation $[\dot{R}=0]$ a une pente positive puisqu'une dépréciation du taux de change réel (hausse des prix relatifs de biens échangeables) entraînera une hausse de l'excédent de la demande des biens domestiques. Dès lors, il est nécessaire d'augmenter le taux d'intérêt réel pour restaurer le niveau d'équilibre. Ainsi, les valeurs e et R au dessus de cette courbe correspondront à l'excès de la demande sur le marchés des biens non échangeables et par conséquent, le taux d'intérêt réel aura tendance à diminuer, alors que vice-versa, pour la zone en dessous de la courbe, le taux d'intérêt réel augmentera.

Les solutions locales de $[\dot{e}=0]$ ou de l'équation (4.32) indiquent les combinaisons des taux d'intérêt réels et des taux de change réels pour lesquels, le taux de change réel reste constant au cours du temps. En mettant $[\dot{e}=0]$, l'équation (4.32) deviendra également:

$$\tilde{\pi}^T = r - R + \nu F(R, e) \quad (4.33)$$

Cette équation implique également que le taux d'inflation de l'économie devrait être égal à la variation des prix domestiques des produits échangeables à l'équilibre. Car, d'après les équations

(4.16), (4.25) et (4.30), l'inflation étrangère des biens échangeables s'écrira sous la forme : $\tilde{\pi}^T = r - R + vF(R, e)$, qui n'est autre que l'équation (4.33). En utilisant l'équation (4.31) et (4.16), on obtiendra :

$$\pi_t = \pi_t^T = \varepsilon + \tilde{\pi}_t^T$$

Ainsi, à long terme, le taux d'inflation de l'économie est égal au taux d'inflation des biens échangeables, qui à son tour, est égal au taux d'inflation extérieur des biens échangeables plus le taux de dévaluation. Le taux d'inflation domestique des biens échangeables étant donné, le taux d'inflation de l'économie augmente avec le taux de change réel e et diminue avec le taux d'intérêt réel R . Par conséquent, la courbe représentant les valeurs e et R qui satisfont la condition $\pi_t = \pi_t^T$ à long terme, notée courbe $[\dot{e} = 0]$, aura une pente positive. Pour les valeurs e au dessus de la cette courbe, le taux d'inflation domestique sera supérieur au taux d'inflation des biens échangeables et donc le taux de change devra baisser et vice versa.

L'intersection des deux courbes $[\dot{R} = 0]$ et $[\dot{e} = 0]$, indique les valeurs du taux d'intérêt réel et du taux de change réel à l'état stationnaire, noté point $E = (\bar{R}, \bar{e})$ avec $\bar{R} = r - \tilde{\pi}^T$.

4.1.3.2 L'impact d'une réduction du taux de dévaluation

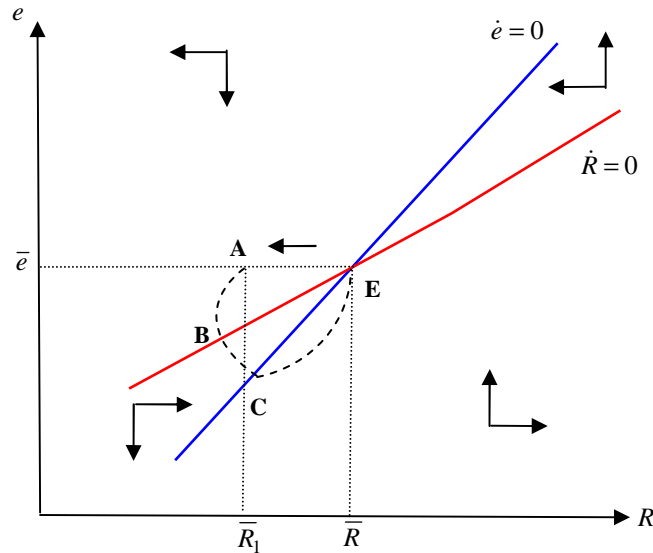
Un des objectifs du plan de stabilisation basée sur l'ancrage nominal en Amérique latine est une réduction graduelle du taux de dévaluation jusqu'à ce que la stabilité interne des prix soit assurée. Il est donc intéressant d'étudier le dynamique des variables macroéconomiques du modèle de Rodriguez (1982), suite à ce choc du taux de change réel.

Supposons qu'initialement, le taux de dévaluation reste constant et se situe au niveau $\bar{\varepsilon}$. A l'équilibre E , le taux d'inflation de l'économie s'écrit : $\bar{\pi} = r + \bar{\varepsilon} - \bar{R}$, soit $\bar{\pi} = \bar{\varepsilon} + \tilde{\pi}^T$. Considérons à présent, une réduction *non anticipée* et *permanente* du taux de dévaluation, soit un déplacement de $\bar{\varepsilon}$ à ε' , avec $\bar{\varepsilon} > \varepsilon'$. Cette modification du taux de dévaluation n'affectera pas la position des courbes $[\dot{R} = 0]$ et $[\dot{e} = 0]$, impliquant ainsi que la réduction de ε n'aura pas d'effets sur le niveau du taux de change réel et du taux d'intérêt réel domestique à long terme.

Cependant, une réduction du taux de dévaluation ε aura un impact *temporaire* sur le taux d'intérêt réel et l'inflation des biens échangeables. En effet, à court terme, la réduction du taux de dévaluation diminuera le taux d'intérêt réel, via le taux nominal (équation 4.28), l'inflation anticipée étant donnée. Les taux d'intérêt nominal et réel diminueront dans les mêmes proportions, traduisant ainsi le déplacement du point d'équilibre E vers un nouvel équilibre de court terme, nommé point A , où le taux de change réel reste inchangé. La baisse du taux d'intérêt réel, au début du programme de désinflation (de \bar{R} à \bar{R}_1), génère un excédent de la demande des

biens domestiques, $ED^N > 0$. La réduction du taux de dévaluation tend à diminuer les prix, mais l'existence de l'excédent de la demande des produits non échangeables tend au contraire à les augmenter. L'effet net sur l'inflation est toutefois positif d'après l'équation (4.31) :

$$\underbrace{\Delta\pi}_{>0} = \underbrace{\Delta r}_{=0} + \underbrace{\Delta\varepsilon - \Delta R}_{=0} + \underbrace{\Delta v ED^N(e, R)}_{>0}$$



Graphique 4.1 : La dynamique de long terme du modèle de Rodriguez (1982)

Le taux d'inflation courant augmente au dessus du taux anticipé ultérieurement, le dernier commençant également à croître au fur et à mesure d'après l'équation (4.22). La hausse de l'inflation anticipée réduit, un peu plus, le taux d'intérêt réel et par conséquent, le taux de change réel commence aussi à s'apprécier (e diminue). Pendant ce temps, le taux d'inflation de l'économie commence à dépasser le taux d'inflation des biens échangeables. La baisse des taux d'intérêt réels commence également à atténuer l'appréciation du change réel e . Supposant que le système est stable, la diminution de l'appréciation réelle permettra de corriger l'excédent de la demande des biens non échangeables. L'équilibre du marché des biens domestiques est retrouvé au point B . A ce point, l'excédent de la demande des biens non échangeables est égal à zéro et les taux d'inflation de l'économie courant et anticipé sont égaux (équation 4.23).

Cependant, le taux de change réel continue de s'apprécier pendant un moment et les taux d'inflation domestique et anticipé restent toujours supérieurs au taux d'inflation sur le marché des biens échangeables. Comme e continue de baisser, ceci conduit à un excès de l'offre des biens domestiques et comme le taux d'inflation anticipé supérieur au taux courant, l'équation (4.22) suppose ainsi une baisse du taux d'inflation anticipé. Par conséquent, on observe une augmentation du taux d'intérêt réel (équation 4.28), d'où le mouvement de B à C .

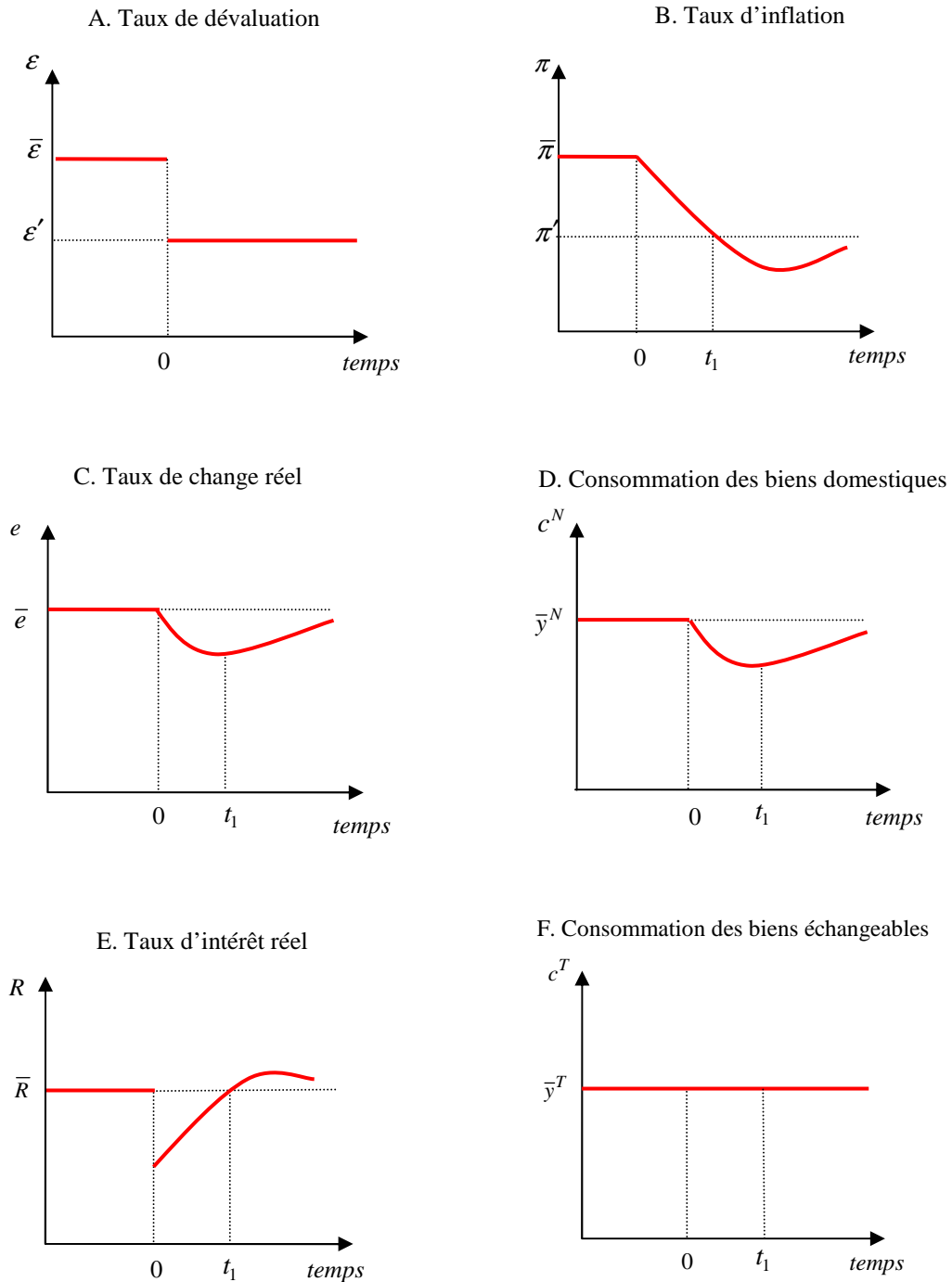
Au point C , le taux de variation du taux de change réel est nul, mais l'excès de l'offre domine encore. Les taux d'inflation courant et anticipé continuent de décroître. L'inflation de l'économie reculera en dessous de son niveau d'équilibre de long terme, incitant à une dépréciation du change réel (hausse de e), qui, à son tour, entraîne une hausse de la demande, réduisant alors l'excès de l'offre des biens domestiques. Le taux d'intérêt réel continue d'augmenter. Comme attendu, à long terme, l'économie retourne à son niveau initial au point E . Cependant, le retour à l'état d'équilibre initial est marqué par un niveau d'inflation inférieur, soit : $\pi' = \varepsilon' + \tilde{\pi}^T$, avec $\varepsilon' < \bar{\varepsilon}$.

Au total, les conséquences attendues d'une réduction du taux de dévaluations sur les principales variables sont :

- Une réduction d'un point du taux de dévaluation entraînera un ralentissement de même ampleur du taux d'inflation des biens échangeables (équation 4.16), qui à son tour, provoquera une réduction de b point de l'inflation anticipée (équation 4.18).
- Le taux d'inflation anticipé étant donné, la réduction du taux de dévaluation entraînera une baisse de même ampleur du taux d'intérêt nominal (équation 4.27) et une baisse de $(1-b)$ point du taux d'intérêt réel (combinaison des équations 4.18 et 4.28).
- La baisse du taux d'intérêt réel provoque immédiatement un excédent de la demande des biens non échangeables, accélérant l'inflation sur ce marché (équations 4.29 et 4.15).
- Le taux d'inflation de l'économie tend à se décélérer avec la réduction de l'inflation des biens échangeables mais à s'accélérer avec l'excédent de la demande des biens domestiques. L'effet net est positif d'après l'équation (4.31).
- Après l'effet initial, le taux d'intérêt réel et le prix relatif des biens échangeables (taux de change réel e) tendent à diminuer pendant certaines périodes mais retournent à leur niveau d'équilibre initial, les niveaux stationnaires de R et e étant indépendants du taux de dévaluation.
- La réduction du taux de dévaluation provoque, au départ, un excédent de la demande pour les biens domestiques, suivie par un excédent de l'offre avant le retour à l'équilibre.
- Le nouveau taux d'inflation d'équilibre est égal à la somme entre l'inflation étrangère des biens échangeables et le nouveau taux de dévaluation, soit un taux plus faible.

L'évolution des principaux indicateurs de l'économie est résumée dans le **graphique 4.2**. Suite à une réduction permanente du taux de dévaluation à l'instant 0 , date de l'application du programme de désinflation par le change (*panel A*), le taux de change réel s'apprécie immédiatement pour se retourner, au fur et à mesure, vers son niveau d'équilibre initial (*panel C*). La consommation des biens échangeables étant constante au cours du temps, celle des biens domestiques augmente lors du lancement de la politique de dévaluation puis diminue. Ceci

correspond bien au fait stylisé d'un programme de stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change (*panel D*).



Source : Calvo et Végh (1999)

Graphique 4.2 : Les effets d'une réduction permanente du taux de dévaluation – Modèle de Rodriguez (1982)

Le *panel B* montre qu'à un moment donné, le taux d'inflation devra diminuer pour se trouver en dessous de son niveau d'équilibre de long terme pour que le taux de change réel retrouve son niveau stationnaire. Quant au taux d'intérêt réel, le *panel E* indique une baisse initiale, suivie d'une hausse avant le retour, à long terme, vers son niveau d'équilibre.

Ainsi, on peut remarquer qu'une réduction crédible du taux de dévaluation est marquée par une période d'excédent de la demande des biens domestiques, ce qui explique l'expansion de l'activité au début de la période de désinflation basée sur l'ancrage du taux de change. Dans le modèle de Rodriguez (1982), l'expansion de la demande est la conséquence inévitable de l'hypothèse des anticipations adaptatives. En effet, suite à une réduction du taux de dévaluation, les taux d'intérêt nominal et réel diminuent, car le taux d'inflation anticipé est une variable prédéterminée. La baisse des taux d'intérêt incite les agents privés à augmenter leur consommation des biens domestiques, justifiant l'excès de la demande sur ce marché des biens. Cette expansion de la demande des produits non échangeables met pression sur le système de prix domestiques. La persistance de l'inflation (« *inflation inertia* »), expliquée par les anticipations adaptatives ou les anticipations corrigeant les erreurs passées, accentue la baisse du taux d'intérêt réel. L'appréciation réelle – résultat de la supériorité du taux d'inflation par rapport à son niveau d'équilibre (le prix des biens échangeables en occurrence) – « décourage » la progression de la demande et domine éventuellement l'effet expansionniste initial, entraînant alors une contraction de la demande. Ainsi, pour que le système retourne à sa position d'équilibre initiale, le boom observé au début du programme de désinflation doit être suivi par une contraction de la demande.

L'utilisation de l'hypothèse « rigidité d'inflation » ou « anticipations adaptatives » de Rodriguez pour expliquer le phénomène « *boom-récession* » en Amérique latine a été critiquée par Calvo et Végh (1993). Selon les auteurs, sous cette hypothèse, une réduction permanente du taux de dévaluation pourrait avoir un effet récessionniste plutôt qu'un effet expansionniste comme prévoyait Rodriguez (1982). Ce résultat est obtenu essentiellement parce que l'appréciation du taux de change réel a provoqué des impacts ambigus sur le produit. D'un côté, l'appréciation réelle entraîne un effet négatif en augmentant le prix courant des biens domestiques. De l'autre côté, elle stimule la production puisqu'elle permet une baisse du taux d'intérêt réel, laquelle entraînant une augmentation de la consommation des biens domestiques. En fait, le deuxième effet dominera si l'élasticité de substitution *intertemporelle* (qui évalue dans quelle mesure le consommateur est prêt à changer ses consommations d'une période à l'autre) est supérieure à l'élasticité de substitution *intratemporelle* entre les biens domestiques et les biens échangeables. Mais pour Calvo et Végh (1993), l'hypothèse d'anticipations adaptatives n'est pas suffisante, voire inefficace, pour expliquer pourquoi le cycle « *boom-récession* » a été observé au début de l'application de chaque programme de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux

de change. Pour eux, ce phénomène ne peut s'expliquer que par le manque de crédibilité de la politique désinflationniste des autorités monétaires des pays concernés dans un contexte où les agents économiques possèdent à leur disposition, toutes les informations nécessaires pour former leurs anticipations (hypothèse d'anticipations rationnelles).

4.2 L'absence de crédibilité des politiques désinflationnistes et les anticipations rationnelles : le modèle de Calvo et Végh (1993)

L'une des raisons principales de l'échec des stabilisations latino-américaines est l'absence de sa crédibilité lors du lancement de chaque programme, contrairement aux expériences observées dans les pays en transition d'Europe centrale et orientale. Le manque de crédibilité est la conséquence naturelle d'une inflation fortement et chroniquement élevée. La persistance de l'inflation indique implicitement l'incompétence des autorités monétaires ou les tensions politiques intraitables. Pour Calvo et Végh (1993), le rôle de la crédibilité constitue un élément explicatif important du phénomène « *boom - récession* », généré par les programmes de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change latino-américains. A la différence de Rodriguez, Calvo et Végh vont fonder leurs analyses sur l'hypothèse des anticipations rationnelles (« *forward-looking expectations* ») en supposant une situation dans laquelle, les agents privés refusent de croire à une réduction permanente du taux de dévaluation annoncée par les autorités monétaires.

4.2.1 Les programmes de maximisation et l'équilibre économique

Les programmes de maximisation des agents économiques représentatifs du modèle de Calvo et Végh (1993) restent identiques à ceux présentés dans la section précédente, à l'exception du programme des ménages où l'on introduit l'hypothèse de contrainte financière pré-déterminée (*cash-in-advance*).

4.2.1.1 Le programme du ménage représentatif

Soit une petite économie ouverte parfaitement intégrée avec le reste du monde sur le marché des biens et le marché des capitaux. L'utilité intertemporelle du ménage représentatif dépend

(séparablement) de la consommation des biens domestiques (non échangeables) c_t^N et la consommation des biens échangeables c_t^T :

$$\int_0^\infty [u(c_t^N) + v(c_t^T)] \exp(-\beta t) dt \quad (4.1)$$

La contrainte budgétaire totale du ménage représentatif s'écrit :

$$a_0 + \int_0^\infty \left(\frac{y_t^N}{e_t} + y_t^T + g_t \right) \exp(-rt) dt = \int_0^\infty \left(\frac{c_t^N}{e_t} + c_t^T + i_t m_t \right) \exp(-rt) dt \quad (4.3)$$

A la différence du modèle précédent, le ménage représentatif du modèle de Calvo et Végh (1993) doit surveiller, en plus, leur contrainte financière afin d'assurer les achats des biens de consommation. Il est l'objet d'une contrainte de liquidité prédéterminée (*cash-in-advance*) :

$$\alpha \left(\frac{c_t^N}{e_t} + c_t^T \right) \leq m_t, \quad \alpha > 0 \quad (4.34)$$

Cette équation indique, en effet, que le ménage est soumis à une contrainte financière en dessous de laquelle, les encaisses réelles minimales sont proportionnelles aux dépenses de consommation. On note que si le taux d'intérêt nominal domestique, i , est positif, le consommateur rationnel pourra détenir un montant minimum d'encaisses réelles, qui, selon (4.3), est égal à $\alpha(c_t^N / e_t + c_t^T)$. Dans cette analyse, on va concentrer sur les cas où i est positif. La contrainte budgétaire (4.3) peut être réécrite de façon suivante :

$$a_0 + \int_0^\infty \left(\frac{y_t^N}{e_t} + y_t^T + g_t \right) \exp(-rt) dt = \int_0^\infty \left(\frac{c_t^N}{e_t} + c_t^T \right) (1 + \alpha i) \exp(-rt) dt \quad (4.35)$$

Le problème d'optimisation du ménage est de maximiser sa fonction d'utilité intertemporelle sous contrainte de sa richesse financière initiale, a_0 , et sa contrainte budgétaire intertemporelle (4.35). Les conditions d'optimalité de premier ordre nous donnent :

$$v'(c_t^T) = \lambda(1 + \alpha i_t) \quad (4.36)$$

$$\frac{v'(c_t^T)}{u'(c_t^N)} = e_t \quad (4.37)$$

λ représente le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte (4.35) et est interprété comme l'utilité marginale de la richesse.

L'équation (4.36) signifie qu'à l'optimum, l'utilité marginale de la consommation des biens échangeables est égale à l'utilité marginale de la richesse, multipliée par le prix effectif des biens échangeables. Ce dernier est égal à la somme du prix du marché (égal à l'unité) et du coût d'opportunité de détenir de la monnaie, par unités de biens échangeables consommés, noté αi . L'équation (4.37) indique l'égalité entre le taux marginal de substitution entre deux types de biens et le prix relatif, e .

4.2.1.2 Les firmes, le gouvernement et l'équilibre général

Le programme de maximisation des firmes et la contrainte budgétaire du gouvernement sont présentés dans la section 4.1.1.2. Nous reprenons dans cette section quelques résultats importants nécessaires pour la suite de l'analyse.

L'équilibre du marché des biens échangeables et non échangeables est donné par :

$$\bar{y}_t^N = \bar{c}_t^N \quad (4.11)$$

$$\bar{c}_t^T = \bar{y}_t^T = y^T + rk_0 \quad (4.14)$$

En supposant une parfaite mobilité du capital, on a le taux d'intérêt nominal domestique égal au taux d'intérêt mondial constant plus le taux de dévaluation :

$$i_t = r + \varepsilon \quad (4.27)$$

Enfin, la contrainte financière de l'économie, assimilée au compte courant, est exprimée par :

$$k_0 + \frac{y^T}{r} = \int_0^\infty \bar{c}_t^T \exp(-rt) dt \quad (4.13)$$

Comme Rodriguez (1982), Calvo et Végh (1993) ont cherché à déterminer l'impact réel d'une réduction du taux de dévaluation en partant d'une équation d'inflation et en introduisant l'hypothèse d'anticipations rationnelles (« *forward-looking expectations* »).

4.2.1.3 La formation des prix et hypothèse d'anticipations rationnelles

Pour simplifier l'analyse, on suppose que l'offre des biens échangeables est exogène et constante au cours du temps. La production des biens domestiques est calculée à partir de la formation des prix, qui dépend de la demande prédéterminée. Selon la formation des prix de Calvo (1983), la variation de l'inflation domestique s'écrit:

$$\frac{d\pi_t^N}{dt} = \dot{\pi}_t^N = -\theta ED_t^N, \quad \theta > 0 \quad (4.38)$$

avec π_t^N désignant le taux d'inflation des biens domestiques, $ED_t^N = y^N - \bar{y}^N$ mesure l'écart entre la production courante, y^N , et la production de plein emploi, \bar{y}^N , du secteur des biens domestiques. ED_t^N correspond, en fait, à l'excédent de la demande des biens domestiques.

Cette dernière équation montre que la variation du taux d'inflation domestique est fonction négative de l'excédent de la demande sur le marché des produits nationaux. En effet, à l'instant t , plus l'excédent de la demande est grand, plus l'entreprise nationale devra réviser à la hausse les prix de leurs produits, et donc plus le taux d'inflation sera élevé. Calvo et Végh (1993) supposent que l'excédent de la demande à la date t n'est pas pris en compte par les entreprises nationales

dans leur formation de prix en t' , sachant que $t' > t$. D'où, plus l'excédent de la demande est grand en t , plus la baisse du taux d'inflation après t sera importante.

L'équation (4.37) montre qu'il existe une relation implicite entre la consommation des produits domestiques, c^N , et celle des produits échangeables, c^T , et le taux de change réel e :

$$c_t^N = C(e_t, c_t^T) \text{ avec } \delta C / \delta e > 0 \text{ et } \delta C / \delta c^T > 0 \quad (4.39)$$

Les signes des dérivées partielles sont déterminés à partir définitions standards des fonctions d'utilité $u(c^T)$ et $v(c^T)$, qui sont supposées strictement croissantes et strictement concaves.

Alors, à partir des équations (4.11), (4.38) et (4.39), on obtient :

$$\dot{\pi}_t^N = \theta [\bar{y}^N - C(e_t, c_t^T)] \quad (4.40)$$

Par définition, les prix relatifs des biens échangeables, assimilés au taux de change réel e , $e = EP^T / P^N$, où P^T correspond au prix des produits échangeables, P^N le prix moyen des biens domestiques et E dénomme le taux de change nominal. P^T étant constant, le taux de change réel s'écrit alors :

$$\dot{e}_t = \varepsilon - \pi_t^N \quad (4.41)$$

où ε indique le taux constant de dévaluation. Le système dynamique du modèle est donc composé de deux équations (4.40) et (4.41):

$$\begin{cases} \dot{\pi}_t^N = \theta [\bar{y}^N - C(e_t, c_t^T)] \\ \dot{e}_t = (\varepsilon - \pi_t^N) e_t \end{cases}$$

Comme dans la section précédente, nous nous intéressons plus particulièrement à l'étude de l'impact d'une réduction du taux de dévaluation sur les différentes variables du modèle.

4.2.2 La dynamique dans le modèle de Calvo et Végh (1993)

Afin de mettre en évidence le rôle de la crédibilité d'une politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, Calvo et Végh (1993) proposent d'étudier deux cas : l'impact d'une réduction permanente du taux de dévaluation et les fluctuations issues d'une expérience transitoire. Avant d'analyser les effets de telles politiques de désinflation, nous identifions, tout d'abord, l'équilibre de long terme du système.

4.2.2.1 L'équilibre de long terme du modèle

L'équilibre stationnaire du modèle de Calvo et Végh (1993) est présenté dans le **graphique**

4.3. Les solutions locales de l'équation $[\dot{\pi}^N = 0]$ sont obtenues à partir de l'équation (4.42) et

déterminent les combinaisons des taux d'inflation domestiques et du taux de change réel aux niveaux desquels le taux d'inflation domestique est constant au cours du temps. Pour cela, il faut que la consommation des biens non échangeables soit égale à la production de plein emploi du secteur domestique. La courbe représentant l'équation $[\dot{\pi}^N = 0]$ est horizontale puisque l'équilibre $C(e_t, c_t^T) = \bar{y}_t^N$ peut être atteint quelle que soit la valeur de π_t^N . Les valeurs e et π^N au dessus (en dessous) de la courbe $[\dot{\pi}^N = 0]$ impliquent un excès de l'offre (ou de la demande) des biens domestiques, c'est-à-dire $C(e_t, c_t^T) < \bar{y}_t^N$ (ou $C(e_t, c_t^T) > \bar{y}_t^N$). Dans ce cas, l'inflation aura tendance à se décélérer (ou à s'accélérer).

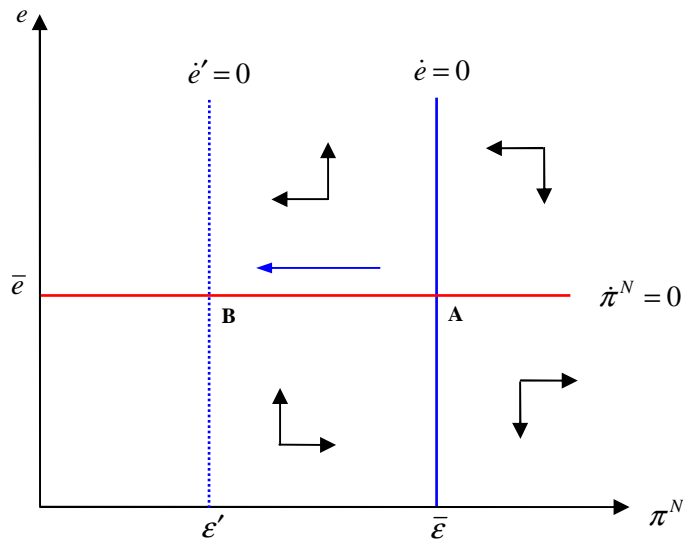
De même, les solutions locales de l'équation $[\dot{e} = 0]$ indiquent les combinaisons des taux d'inflation et des taux de change réel pour lesquels le taux de change réel reste constant, au cours du temps. Pour cela, le taux d'inflation des biens domestiques doit être égal au taux de dévaluation qui est constant au cours du temps (d'après l'équation 4.41). Ainsi, la courbe représentant les valeurs π^N et e qui satisfont la condition $\pi_t^N = \varepsilon$ à long terme, notée $[\dot{e} = 0]$, sera verticale. Pour les valeurs π_t^N et e à gauche (à droite) de la courbe $[\dot{e} = 0]$, le taux d'inflation domestique sera inférieur (supérieur) au taux de dévaluation ε . Dans ce cas, pour restaurer l'équilibre $[\dot{e} = 0]$, le taux de change réel e doit se déprécier (ou s'apprécier). L'intersection des deux courbes $[\dot{\pi}^N = 0]$ et $[\dot{e} = 0]$ indique les valeurs du taux d'inflation domestique et du taux de change réel à l'état stationnaire, noté point $A = (\bar{\varepsilon}, \bar{e})$.

4.2.2.2 Les effets d'une réduction permanente du taux de dévaluation

Supposons qu'à l'instant t , le gouvernement annonce une réduction immédiate et permanente du taux de dévaluation, d'une valeur initiale $\bar{\varepsilon}$ à ε' , avec $\varepsilon' < \bar{\varepsilon}$. Cette annonce est interprétée comme parfaitement crédible, les agents privés étant complètement convaincus que le taux de dévaluation va rester définitivement à son niveau inférieur dans le futur.

La parfaite mobilité du capital, indiquée dans l'équation (4.27), signifie qu'une réduction du taux de dévaluation entraîne alors un déplacement du taux d'intérêt nominal vers un niveau inférieur. Comme la politique de désinflation est parfaitement crédible, les agents privés s'attendent à ce que le taux d'intérêt nominal demeure à ce nouveau niveau à long terme. Bien que la baisse du taux d'intérêt nominal soit synonyme d'une baisse du prix courant des biens échangeables (équations 4.27 et 4.36), les revenus consacrés à l'achat des biens échangeables étant inchangés, la consommation des biens échangeables ne sera pas affectée par le changement

de la politique de change et restera constante au cours du temps. L'équation (4.39) indique qu'elle est égale au revenu permanent, $c^T = y^T + rk_0$ pour tout t . Par conséquent, c^T est invariante à la variation du taux de dévaluation et $\dot{c}^T = 0$. Cette situation peut être expliquée par le fait que la politique de désinflation basée sur une réduction du taux de dévaluation soit perçue comme crédible de la part des agents privés. En effet, puisqu'ils s'attendent à trouver le même taux de dévaluation dans le futur, il s'avère alors inutile pour eux de s'engager dans une substitution intertemporelle (entre les périodes) de consommation.



Graphique 4.3 : La dynamique inflation-taux de change réel en cas de crédibilité parfaite
– Modèle de Calvo et Végh (1993)

A l'état d'équilibre initial, le système se trouve au point A du **graphique 4.3**, où $\dot{\pi}^N = 0$ et $\dot{e} = 0$. Le taux d'inflation des biens domestiques est égal à celui des biens échangeables, et donc égal au taux de dévaluation \bar{e} (équation 4.41). De plus, comme indique l'équation (4.40), à l'état stationnaire, on a : $\bar{y}^N = C(e_t, c_t^T)$. Comme on a montré précédemment, la consommation des biens échangeables n'est pas affectée par la réduction permanente du taux de dévaluation. D'où, la valeur stationnaire du taux de change réel devrait également être la même pour toute valeur du taux de dévaluation. Suite à la réduction de \bar{e} , d'après l'équation (4.41), si le taux d'inflation domestique varie dans la même proportion que le taux de dévaluation, le système déplacera immédiatement vers un nouvel état stationnaire. Comme les solutions d'équilibre sont uniques, cela signifie qu'une variation permanente du taux de dévaluation entraîne une variation de même proportion du taux d'inflation des produits domestiques, alors que le taux de change réel restant inchangé. Graphiquement, le système déplace de l'équilibre A à l'équilibre B.

Enfin, d'après l'équation (4.39), la consommation des biens domestiques dépend du taux de change réel et de la consommation des biens échangeables c^T . Cette dernière étant constante au cours du temps, la consommation des biens non échangeables est également constante et indépendante du taux de dévaluation.

Ainsi, l'expérience montre qu'une réduction du taux de dévaluation non anticipée ou selon les termes de Calvo et Végh (1993), une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change parfaitement crédible, permet de réduire instantanément le taux d'inflation sans provoquer de coûts réels, la consommation des biens domestiques et échangeables étant inchangée. Selon Calvo et Végh (1993), une telle stabilisation est neutre pour l'activité réelle, ce malgré l'existence de la rigidité des prix expliquée par la formation des prix fondée sur les anticipations rationnelles. Selon les auteurs, une rigidité de prix n'implique pas forcément une rigidité de l'inflation.

4.2.2.3 L'expérience des désinflations transitoires

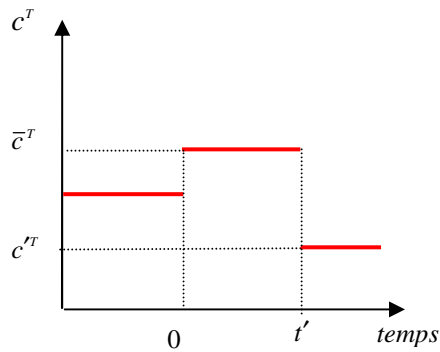
Pour montrer le rôle de la crédibilité d'une politique de désinflation dans les fluctuations des variables macroéconomiques et l'existence des effets réels d'une désinflation fondée sur le ciblage du change, nous proposons, à présent, d'étudier l'impact d'une réduction transitoire du taux de dévaluation. Supposons que, les autorités monétaires lancent, à l'instant t , un programme de désinflation via une réduction du taux de dévaluation, d'une valeur initiale $\bar{\varepsilon}$ à ε' , avec $\varepsilon' < \bar{\varepsilon}$. De son côté, le public s'attend, en revanche, à ce que le taux de dévaluation retrouve son niveau initial $\bar{\varepsilon}$ avant la fin de l'application du programme. Formellement, on note $t = 0$ le présent. L'état stationnaire, avant $t = 0$, correspond au taux de dévaluation $\varepsilon = \bar{\varepsilon}$. A $t = 0$, les autorités annoncent la politique de désinflation suivante :

$$\begin{cases} \varepsilon_t = \varepsilon' & \text{pour } 0 \leq t < t' \\ \varepsilon_t = \bar{\varepsilon} & \text{pour } t \geq t' \end{cases} \quad \text{avec } \varepsilon' < \bar{\varepsilon} \quad (4.42)$$

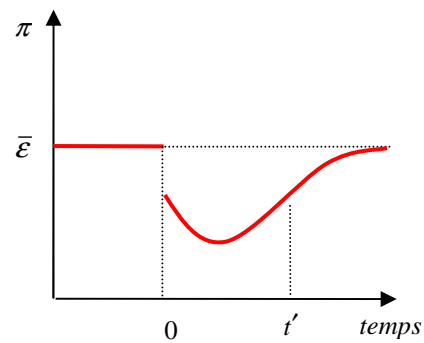
Ainsi, compte tenu de la parfaite mobilité du capital (4.27), la politique de change (4.42) implique que durant l'intervalle de stabilisation $[0, t']$, le taux d'intérêt nominal est inférieur à celui après t' (voir **graphique 4.4**). Ceci implique, par la condition d'optimalité de premier ordre (4.36), que la consommation des biens échangeables est plus importante pendant la période de désinflation que celle observée après la date t' . Il existe ainsi deux niveaux de consommation \bar{c}^T et c'^T :

$$\begin{cases} c_t^T = \bar{c}^T & \text{pour } 0 \leq t < t' \\ c_t^T = c'^T & \text{pour } t \geq t' \end{cases} \quad \text{avec } \bar{c}^T > c'^T \quad (4.43)$$

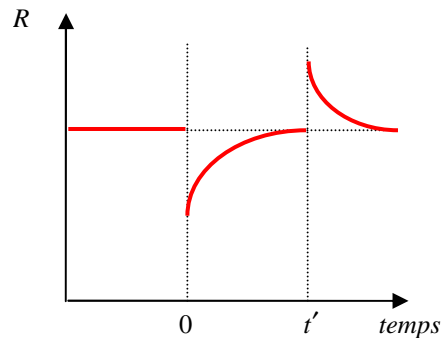
A. Consommation des biens échangeables



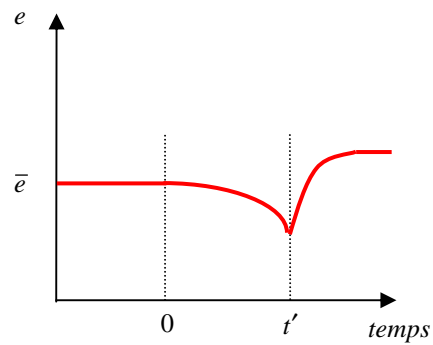
B. Taux d'inflation



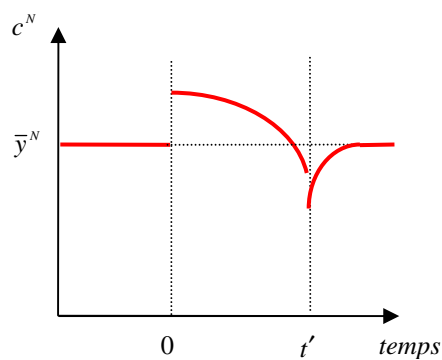
C. Taux d'intérêt réel



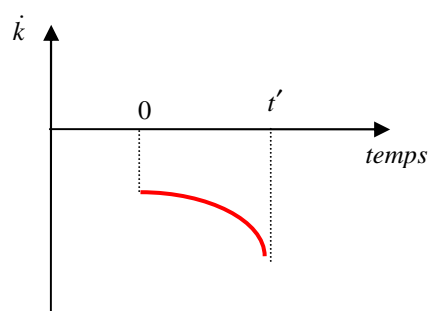
D. Taux de change réel



E. Consommation des biens domestiques



F. Compte courant



Source : Calvo et Végh (1993)

Graphique 4.4 : Les effets d'une réduction temporaire du taux de dévaluation – Modèle de Calvo et Végh (1993)

Le prix courant des biens échangeables inclut à la fois leur prix du marché (égal à l'unité) et le coût d'opportunité de détenir de la monnaie (αi). Alors, pendant la période de stabilisation, le

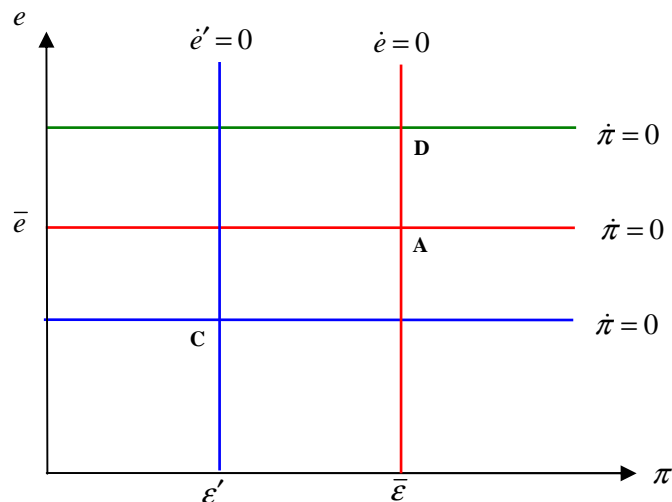
prix courant des biens échangeables sera plus faible, provoquant ainsi une hausse de la consommation des biens échangeables. La contrainte budgétaire de l'économie (4.13) indique que durant l'intervalle de transition, la consommation des biens échangeables, grâce à cette augmentation, devient supérieure au revenu permanent initial, c'est-à-dire $\bar{c}^T > y^T + rk_0$. Le mouvement prend la direction inverse après la période t' quand la consommation descend en dessous du niveau du revenu permanent initial d'équilibre : $c'^T < y^T + rk_0$. Le *panel A* du **graphique 4.4** illustre ainsi l'évolution dans le temps de la consommation des biens échangeables.

Les changements dans le comportement des consommateurs provoquent des effets importants sur le déficit du compte courant de l'économie (*panel F*). En effet, l'évolution du compte courant du *panel F* est obtenue à partir de la contrainte financière de l'économie (équation 4.13) :

$$\dot{k}_t = y^T + rk_t - c_t^T \quad (4.44)$$

Ainsi, le compte courant affiche un déficit comme le résultat de l'augmentation de la consommation des biens échangeables, entraînant par la même occasion la détérioration de la balance commerciale. Bien que cette dernière demeure constante pendant la transition, le déficit du compte courant s'agrandit dans le temps, surtout avec la baisse des gains en revenu des ressources étrangères. En t' , quand la politique est abandonnée, le compte courant revient à son niveau initial avant la stabilisation.

L'évolution et la dynamique du taux d'inflation des biens domestiques et du taux de change réel sont présentées dans les panels B et D du **graphique 4.4** et dans le **graphique 4.5**.



Graphique 4.5 : La dynamique inflation-taux de change réel en cas de crédibilité imparfaite – Modèle de Calvo et Végh (1993)

Dans le **graphique 4.5**, le taux d'inflation se trouve au niveau $\bar{\pi} = \bar{\varepsilon}$ à l'état stationnaire initial alors que le taux de change réel d'équilibre \bar{e} est égal à $v'(\bar{c}_t^T)/u'(\bar{c}_t^N)$, soit $\bar{e} = v'(y^T + rk_0)/u'(\bar{y})$ (d'après les équations 4.35 et 4.37 et compte tenu du fait qu'à l'équilibre, $\bar{c}^T = y^T + rk_0$). L'annonce d'une réduction du taux de dévaluation à la date t , de $\bar{\varepsilon}$ à ε' , conduit l'économie à un nouveau régime appelé régime de stabilisation ou de transition, et un nouveau équilibre, noté C graphiquement, avec un taux d'inflation d'équilibre inférieur ($\pi' = \varepsilon'$) mais avec une appréciation du change réel ($e' = v'(\bar{c}^T)/u'(\bar{y})$), la consommation des biens échangeables étant plus importante.

L'effet d'une réduction du taux de dévaluation sur le sentier des prix des produits domestiques est ambigu. D'un côté, un taux de dépréciation du taux de change réel moins élevé atténue la hausse des prix des biens domestiques. Mais dans un autre côté, la hausse de la consommation des biens échangeables et donc de la demande agrégée tend à accroître l'inflation. L'effet net, en général, est une baisse du taux d'inflation, mais un impact moins important que le taux de dévaluation. Graphiquement, après une baisse initiale, l'inflation des biens nationaux augmente continuellement. A la période t' , le gouvernement doit choisir entre abandonner la politique de dévaluation en cours (et valider les anticipations des agents privés) ou maintenir le taux de dévaluation au niveau ε' . Si les autorités monétaires décident d'abandonner le programme en cours, le taux d'inflation des biens domestiques continuera à augmenter jusqu'à son niveau initial $\bar{\varepsilon}$ comme le montre le **graphique 4.4**. En revanche, si elles décident de maintenir, de façon permanente, sa politique de dévaluation au taux ε' , convainquant le public que leur décision est crédible et en l'obligeant à réviser leurs anticipations, l'inflation des biens domestiques redescendra à partir t' et convergera vers ε' .

Pour Calvo et Végh (1993), le taux d'inflation de l'économie suit le même mouvement de l'inflation des biens domestiques pendant l'intervalle $[0, t']$ montré à travers ce modèle. Ainsi, une réduction temporaire du taux de dévaluation (interprétée comme un manque de crédibilité des engagements des autorités monétaires) entraînera une persistance de l'inflation élevée. Plus la politique est temporaire, ou en d'autres termes, plus le degré de crédibilité est faible, plus la persistance de l'inflation sera importante. On a vu, lors des études du **chapitre I** et **II**, que la plupart des programmes de stabilisation fondée sur l'ancrage du taux de change ne permettent pas une forte baisse initiale du taux d'inflation en Amérique latine contrairement dans la plupart des expériences des pays en transition d'Europe centrale et orientale. La raison principale de cette rigidité à la baisse de l'inflation est l'absence de crédibilité des politiques mises en place dans les pays latino-américains, compte tenu des échecs successifs et des situations budgétaires et courants défavorables à la crédibilité.

Le taux d'inflation des produits domestiques demeurant systématiquement au dessus du taux de dévaluation, le taux de change réel apprécie durant l'intervalle $[0, t']$. Au temps t' , avec l'abandon de la politique de change ou pas, dans les deux cas, le taux de change réel commence d'ores et déjà à se déprécier. Tout d'abord, si le programme est abandonné à la période t' et le taux de dévaluation est revenu à son niveau initial $\bar{\varepsilon}$, le taux de change se dépréciera, compte tenu du fait que l'inflation actuelle reste en dessous de $\bar{\varepsilon}$. L'économie passera à un nouvel état d'équilibre, noté point D dans le **graphique 4.5**, où l'inflation reviendra vers le taux de dévaluation pré-stabilisateur $\bar{\varepsilon}$ mais avec un taux de change réel se dépréciant. Si, en revanche, à ce moment, la politique de dévaluation est maintenue, et si les agents privés sont convaincus que la dévaluation sera permanente dans le futur, l'inflation des biens domestiques redescendra vers taux de dévaluation ε' , impliquant une appréciation réelle.

Le *panel E* du **graphique 4.4** décrit le sentier d'évolution de la consommation des biens domestiques. La diminution du taux de dévaluation entraîne une baisse du taux d'intérêt nominal et par conséquent une hausse de la consommation des biens domestiques. Comme les prix relatifs des biens échangeables ou le taux de change réel sont donnés en $t=0$, les consommateurs ne veulent pas arbitrer entre consommer les biens domestiques ou consommer les biens échangeables. Par conséquent, la hausse de la consommation des biens domestiques devrait être accompagnée par une hausse de la consommation des biens échangeables (voir l'équation 4.37). Plus tard, l'appréciation du change réel rends les biens domestiques plus coûteux par rapport aux biens échangeables, d'où une diminution de la consommation des biens domestiques. Pour t' important, la consommation c^N descendra en dessous de son niveau de plein emploi avant que t' arrive, comme illustre le *panel E*. Au temps t' , la baisse de la consommation des biens domestiques devra être suivie par une baisse de la consommation des biens échangeables. Pour Calvo et Végh (1993), plus t' est petit, c'est-à-dire plus la crédibilité de la politique de désinflation est faible, plus les effets de substitution intertemporelle sont importants et donc plus la hausse de la consommation sera plus forte au début des programmes de stabilisation.

Enfin, le *panel C* décrit l'évolution du taux d'intérêt domestique réel R . Ce dernier est défini comme la différence entre le taux d'intérêt nominal i et le taux d'inflation des produits domestiques π^N ⁵⁸. Ainsi, lors du lancement de la politique de désinflation, le taux réel diminue du fait la réduction de l'inflation, mais à un taux inférieur à la variation du taux de dévaluation, et de la baisse du taux d'intérêt nominal i . Pendant la transition, le taux d'intérêt réel demeure à un niveau en dessous du niveau initial. En t' , le taux d'intérêt nominal i augmente, ce qui signifie également la hausse du taux réel R au-delà de son niveau initial. Après l'abandon du programme,

⁵⁸ On remarque une différence avec la définition du taux d'intérêt réel dans le modèle de Rodriguez (1982) où le taux d'intérêt réel est la différence entre le taux d'intérêt nominal et le taux d'inflation anticipé.

l'inflation domestique continue de s'accélérer de nouveau, mais graduellement dans le temps. Dès lors, le taux d'intérêt réel commence à baisser lentement pour converger vers son niveau stationnaire.

Calvo et Végh (1993) considèrent que le comportement du taux réel observé au début des programmes de stabilisation par l'ancrage du taux de change dans les pays latino-américains des années 1970 illustre parfaitement leurs analyses. Comme on a démontré dans le chapitre précédent, les taux d'intérêt réel latino-américains ont baissé lors du lancement du programme pour augmenter fortement ensuite contrairement à nos observations faites dans le chapitre 1 (graphique 1.5). Cependant, il faut noter que les études de Calvo et Végh portent sur seulement 11 épisodes latino-américains de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change contre 18 épisodes dans notre étude et qu'ils ont également admis en 1994 que les réponses du taux d'intérêt réel restent ambiguës.

Au total, le modèle de Calvo et Végh (1993) nous indique ainsi qu'une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change non crédible peut provoquer des effets suivants :

- Lors de l'application du programme, la consommation des biens échangeables augmente, ce qui aggrave le déficit du compte courant.
- Lors des premières périodes de stabilisation, la production et la consommation des produits domestiques s'élèvent au dessus de leur niveau de plein emploi au fur et à mesure que le taux de change réel apprécie. Le secteur des biens domestiques entre dans une récession (une baisse en dessous de son niveau de plein emploi), avant ou au moment de la date prévue de l'abandon du programme.
- L'inflation demeure en dessous du taux de dévaluation d'équilibre initial jusqu'au moment où le programme soit interrompu.

Ainsi, la persistance de l'inflation s'explique, selon Calvo et Végh (1993), par le manque de crédibilité porté à la politique de désinflation. Si les autorités monétaires annoncent une réduction permanente du taux de dévaluation, de $\bar{\varepsilon}$ à ε' , avec $\bar{\varepsilon} > \varepsilon'$, alors que le public prévoit la retour du taux de dévaluation à $\bar{\varepsilon}$ après un certain temps t' , dans ce cas, pendant la période de transition, toutes les variables se comporteront comme si elles sont sous le régime temporaire. Ce caractère transitoire permet d'expliquer l'existence du phénomène « *boom-récession* » après le lancement du programme de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. En effet, suite à la réduction du taux de dévaluation jugée « peu crédible » de la part des autorités monétaires, les individus, en anticipant l'abandon du programme de stabilisation après la date t' et en réponse à la baisse du taux d'intérêt nominal, décident d'accélérer leur consommation à la fois des biens domestiques et échangeables. Mais l'appréciation du taux de change réel pendant la période post-stabilisatrice va renchérir les prix des biens et provoquer le déclin de la consommation bien avant la fin de la stabilisation.

Le travail de Calvo et Végh (1993) permet d'expliquer le comportement du produit lors d'un programme de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. A la différence de Rodriguez (1982), qui adopte l'hypothèse d'anticipations adaptatives, Calvo et Végh (1993) ont mis en avant, dans leur travail, le rôle des anticipations rationnelles ainsi que des « attentes » de la part des agents privés d'un revirement politique futur lors de chaque application d'une quelconque politique. Cependant, certaines critiques peuvent être apportées aux analyses de Calvo et Végh (1993), notamment la capacité de l'utilisation de l'hypothèse des anticipations rationnelle pour expliquer le phénomène « *expansion – récession* ».

4.2.2.4 Les limites du modèle de Calvo et Végh (1993)

Selon certains auteurs, le succès du modèle de Calvo et Végh (1993) dépend du degré de substitution intertemporelle, jugé faible, voire proche de zéro, selon les études empiriques, ainsi que son pouvoir explicatif sur les fortes fluctuations de la consommation privée. Reinhart et Végh (1995) ont examiné l'hypothèse des anticipations rationnelles en estimant l'élasticité de substitution intertemporelle pour cinq pays ayant connu l'inflation élevée chronique (Argentine, Brésil, Israël, Mexique et Uruguay). En utilisant les élasticités estimées, ils ont simulé les hausses de consommation de 7 programmes majeurs de stabilisation (les trois programmes « *tablitas* » à la fin des années 1970, le *Plan Austral* de 1985, le *Plan Cruzado* de 1986 et les Plans en Israël et au Mexique en 1985 et 1987) et les ont comparées avec les évolutions courantes. Ils ont conclu que malgré la faiblesse des élasticités de substitution intertemporelle, variant de 0.19 à 0.53, le modèle avec l'hypothèse des anticipations rationnelles permet un pouvoir explicatif considérable pour quatre programmes hétérodoxes. Or cette évidence n'a pas reçu de support empirique précis dans les programmes « *tablitas* ».

Pour Agénor et Montiel (1999), les résultats de Calvo et Végh (1993) dépendent également d'une proposition importante, celle de la complémentarité de Pareto-Edgeworth entre détenir de la monnaie et consommer. Dans cette direction, le ménage représentatif essaie de maintenir son utilité marginale constante au cours du temps. Pour réaliser cet objectif, le ménage devra changer de sentier d'équilibre de la consommation si le taux de dévaluation et ensuite, le coût d'opportunité de la détention de la monnaie sont attendus à un niveau supérieur à une date future. En effet, le sens de variation dépend du fait si les biens de consommation et la monnaie sont substituables ou complémentaires. Si consommer les biens échangeables et détenir de la monnaie sont Pareto-Edgeworth complémentaires, suite à une réduction transitoire du taux de dévaluation, les agents privés vont consommer plus lorsque le taux d'intérêt nominal est temporairement plus faible. Ceci entraîne une détérioration des comptes courants. C'est en effet ce qu'ont essayé de montrer Calvo et Végh (1993) dans leur modèle, avec l'introduction d'une contrainte financière

fixée à l'avance (*cash-in-advance*). Dans le cas contraire, si la consommation des biens échangeables et la détention de la monnaie sont substituables, les agents vont diminuer leurs dépenses en consommation suivant la baisse temporaire des taux d'intérêt nominaux. Une réduction transitoire du taux de dévaluation entraîne, dans ce cas, un surplus transitoire des comptes courants.

Il existe une autre limite dans les travaux de Calvo et Végh (1993) concernant les effets dynamiques d'une politique peu crédible. La clé de la crédibilité est précisément l'interaction entre les décisions politiques, les conséquences sur l'économie et le degré de confiance qu'attachent les agents privés aux décisions désinflationnistes des autorités monétaires. Se montrer compétent et se construire une réputation vis-à-vis du public sont des tâches particulièrement importantes mais difficiles pour le gouvernement. En dehors des sources des problèmes de crédibilité telles que les problèmes d'incohérence temporelle, les asymétries d'information, le gouvernement doit également tenir compte de l'incertitude concernant le temps d'application d'une politique de désinflation. En effet, les conséquences d'une politique monétaire dépendent de l'intervalle de temps dans lequel la politique est appliquée. Pour certains auteurs comme Mendoza et Uribe (1996), l'incertitude sur la durée du programme de désinflation par l'ancrage du taux de change pourrait être un argument suffisant pour expliquer le phénomène « *expansion-récession* », ainsi que la détérioration des déficits courants et l'appréciation réelle.

Les explications discutées dans les deux premières sections ont reposé sur deux principales caractéristiques de l'inflation chronique observée en Amérique latine : la persistance de l'inflation élevée et le manque de crédibilité vis-à-vis de la politique du gouvernement. Il existe d'autres éléments susceptibles d'expliquer les fluctuations de la production durant les épisodes de stabilisation dans les pays à inflation élevée. Parmi eux, on remarque le rôle des biens durables, modélisé notamment par De Gregorio et al. en 1998.

4.3 La présence des biens durables : le modèle de De Gregorio (1998)

Pour Dornbusch (1986), les effets réels d'un programme de stabilisation non crédible sont particulièrement visibles, et peuvent être considérables en présence des biens durables dans l'économie. Or, ni le modèle de Rodriguez (1982), ni celui de Calvo et Végh (1993) ont incorporé la consommation de ce type de biens pour expliquer le phénomène « *expansion-récession* ». Pourtant, il est raisonnable de penser que dans le cadre d'un programme de désinflation non crédible, une hausse anticipée de l'inflation et le coût d'opportunité des achats

pourraient induire immédiatement une hausse des dépenses pour les biens durables, une accumulation des stocks par les entreprises et un investissement plus important dans les biens de capital (machines et équipements). Drazen⁵⁹ (1990), par exemple, a mis en évidence une hausse des importations de biens durables durant l'application des programmes de stabilisation basée sur le ciblage du change en soulignant le rôle de l'incertitude sur la date de l'abandon des programmes peu crédibles, et les anticipations d'une forte variation des prix relatifs. En revanche, l'absence de crédibilité des politiques de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change a été « ignorée » par De Gregorio, Guidotti et Végh (1998). Ils ont, en effet, proposé un modèle expliquant ce phénomène « *boom-récession* » via le « *timing* » des achats de biens durables. Selon eux, suite à une réduction permanente du taux de dévaluation, la baisse du taux d'inflation entraînera une augmentation des revenus réels, qui, à son tour, permettra aux ménages d'avancer leurs achats de biens durables et par conséquent, d'accélérer l'expansion de la consommation agrégée. La récession viendra ensuite, une fois que les ménages finissent approvisionner leur stock de biens durables.

4.3.1 La demande de biens durables

Pour mettre en évidence le rôle des biens durables dans l'explication du phénomène « *boom-récession* », les auteurs ont, en effet, modifié le problème de maximisation du ménage représentatif. Comme les deux modèles présentés dernièrement, ils considèrent une petite économie ouverte parfaitement intégrée avec le reste du monde. La fonction d'utilité du ménage représentatif dépend, cette fois-ci, de la consommation des biens durables supposés être le seul bien de l'économie. La consommation des biens durables est, par hypothèse, proportionnelle au stock de biens durables, noté D , que détient le consommateur. La fonction d'utilité intertemporelle du ménage représentatif s'écrit :

$$U_t = \int_t^{\infty} \log D_s e^{-\beta(s-t)} ds \quad (4.45)$$

où β désigne le taux de préférence intertemporelle, β étant positif et constant.

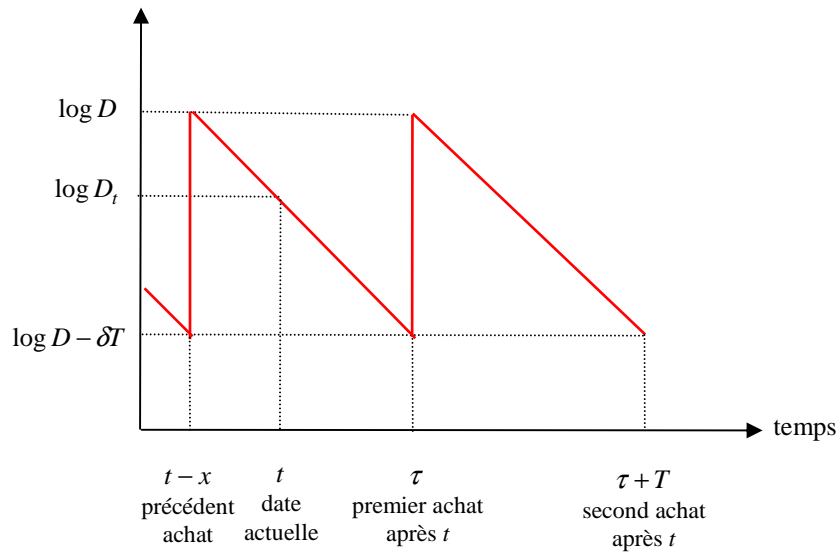
Le stock de biens durables se déprécie au taux exponentiel δ . Spécifiquement, le bien durable, une fois obsolète, n'aura aucune valeur. De plus, à chaque achat d'un nouveau bien, il existe des coûts de transactions. Ainsi, l'existence des coûts de transaction implique que les consommateurs n'achèteront pas les biens de façon continue.

La consommation des biens durables du ménage représentatif est supposée évoluer suivant la règle (S, s) , selon laquelle, lorsque le stock de biens durables descend en dessous du seuil minimum s , un achat est nécessaire et le stock de biens sera réajusté jusqu'au seuil maximum S ,

⁵⁹ Cité par Agénor et Montiel (1999).

aucune action n'étant prise quand le stock reste au dessus du point s . Ainsi, dans le modèle de De Gregorio et al. (1998), l'individu achètera un bien durable D et le gardera jusqu'à ce que ce bien atteigne sa valeur minimale d . Autrement dit, à l'équilibre, le ménage achète D après une période de temps T (depuis son dernier achat), avec $T = \log(D/d)/\delta$. Ainsi, on peut dire que l'utilité de la consommation de biens durables est fonction des paramètres D et T .

Sous l'hypothèse que la consommation de biens durables du modèle suit la règle (S,s) , l'individu détenant un stock de biens D_t devrait décider quand acheter D pendant l'intervalle de temps T . Soit τ la date du premier achat de bien durable et également la date de lancement du programme de stabilisation, ce qui signifie que le premier achat a été effectué après une période de temps de $\tau - t$ depuis le début de l'application du plan de stabilisation. Le « timing » des achats de biens durables de l'individu est présenté dans le **graphique 4.6**. Ainsi, en t , la valeur du bien durable, dont dispose l'individu, est égal à $\log D_t$, $\log D_t < \log D$. Il décidera de renouveler son stock de biens durables lorsque son ancien stock sera devenu obsolète après $\tau - t = T$ périodes (la valeur des biens étant égale à $\log D_t - \delta T$).



Source : De Gregorio et al. (1998)

Graphique 4.6 : Les dates et les achats des biens durables

Prenant en compte la règle (S,s) suivie par le consommateur, la fonction d'utilité intertemporelle, donnée par l'équation (4.45), peut être écrite sous la forme suivante :

$$U(D, T, \tau) = \int_t^{\tau} [\log D_t - \delta(s-t)] e^{-\beta(s-t)} ds + \sum_{j=1}^{\infty} \int_{\tau+(j-1)T}^{\tau+jT} [\log D - \delta(s-\tau-(j-1)T)] e^{-\beta(s-t)} ds \quad (4.46)$$

Pour simplifier, De Gregorio et al. (1998) propose de réécrire l'équation (4.46) :

$$U(D, T, \tau) = \frac{1 - e^{-\beta(\tau-t)}}{\beta} \log D_t + \frac{e^{-\beta(\tau-t)}}{\beta} \log D - \frac{\delta}{\beta^2} + \frac{\delta(\tau-t)}{\beta} e^{-\beta(\tau-t)} + \frac{\delta T}{\beta} \frac{e^{-\beta(T+\tau-t)}}{1 - e^{-\beta T}} \quad (4.47)$$

L'individu est soumis à deux types de contraintes : temporelle et budgétaire. Tout d'abord, le consommateur est doté d'une unité de temps par période et devrait consacrer du temps pour l'achat de biens durables. Le temps consacré aux achats dépend négativement du niveau des encaisses réelles monétaires détenues par l'individu, noté M . Le reste du temps est consacré au travail l . La contrainte temporelle du consommateur s'écrit alors :

$$1 = l_t + v(M_t) \text{ avec } v(M) > 0, v'(M) < 0 \text{ et } v''(M) > 0 \quad (4.48)$$

La contrainte budgétaire de l'individu dépend de plusieurs facteurs. L'individu peut emprunter ou prêter librement au taux d'intérêt β . Le consommateur reçoit un salaire, noté wl (w étant le taux de salaire réel), un profit d'entreprises, noté Π , des transferts forfaitaires gouvernementaux g , tout en payant les frais d'intérêt pour la détention de la monnaie, iM (i étant le taux d'intérêt nominal). Ainsi, le revenu net réel du ménage représentatif à la date t s'écrit :

$$RR_t = wl_t + \Pi_t + g_t - iM_t \quad (4.49)$$

Comme l'individu achète le nouveau bien durable D au temps τ et répète la même action après la période T , sa dépense intertemporelle pour les biens durables s'écrit sous la forme suivante :

$$De^{-\beta(\tau-t)} + De^{-\beta(T+\tau-t)} + \dots = D \frac{e^{-\beta(\tau-t)}}{1 - e^{-\beta T}} \quad (4.50)$$

Enfin, comme le dernier achat de bien durable s'est fait en $t - x$, le revenu reçu depuis cette date est rémunéré au taux β . D'où, la valeur des ressources financières de l'individu depuis $(t - x)$ est :

$$a_t = \int_{t-x}^t RR^0 e^{-\beta(s-t)} ds = \frac{RR^0}{\beta} (e^{\beta x} - 1) \quad (4.51)$$

où RR^0 est le revenu net réel avant le date t .

La longueur du temps x dans l'équation (4.51) est dépendante du montant de biens durables achetés lors du dernier achat avant la période t , D^0 , et du stock de biens au temps t , D_t , soit :

$$x = \frac{1}{\delta} \log \left(\frac{D^0}{D_t} \right) \quad (4.52)$$

De (4.50) et (4.51), la contrainte budgétaire intertemporelle du consommateur s'écrit :

$$\frac{RR^0}{\beta} (e^{\beta x} - 1) + \int_t^\infty (w_s l_s + \Pi_s + g_s - i_s M_s) e^{-\beta(s-t)} ds = \frac{De^{-\beta(\tau-t)}}{1 - e^{-\beta T}} \quad (4.53)$$

Ainsi, le programme de maximisation du consommateur consistera à maximiser la fonction d'utilité (équation 4.47) sous les contraintes temporelle (équation 4.48) et budgétaire (équation

4.53). La résolution du problème d'optimisation permet tout d'abord de déterminer le niveau optimal des encaisses réelles monétaires et l'offre du travail du consommateur. Dans le second temps, on détermine la règle (S, s) optimale pour la consommation de biens durables.

En remplaçant l'équation (4.48) dans (4.53), la condition d'optimalité de premier ordre pour les encaisses réelles monétaires donne :

$$-w_s v'(M_s) = i_s, \quad s \geq t \quad (4.54)$$

Cette dernière équation signifie implicitement que les encaisses réelles monétaires sont fonction du salaire réel et du taux d'intérêt nominal, soit $M = \tilde{M}(w, i)$. Substituant cette dernière équation dans la contrainte temporelle, on obtient la fonction d'offre du travail :

$$l_s = \tilde{l}(w_s, i_s) \text{ avec } \partial \tilde{l} / \partial w > 0, \quad \partial \tilde{l} / \partial i < 0 \quad (4.55)$$

L'équation (4.55) implique que l'offre du travail est fonction décroissante du taux d'intérêt nominal. En notant W_t la richesse réelle du ménage, la contrainte budgétaire intertemporelle (4.53) peut être écrite sous la forme suivante :

$$W_t = a_t + \frac{RR_t}{\beta} = \frac{De^{-\beta(\tau-t)}}{1-e^{-\beta T}} \quad (4.56)$$

En remplaçant l'expression de D de l'équation (4.56) dans l'équation (4.47), on obtient :

$$U(T, \tau) = \frac{\log D_t}{\beta} - \frac{\delta}{\beta^2} + \frac{e^{-\beta(\tau-t)}}{\beta} \cdot \left[\log W_t + (\beta + \delta)(\tau - t) - \log D_t + \log(1 - e^{-\beta T}) + \frac{\delta T e^{-\beta T}}{1 - e^{-\beta T}} \right] \quad (4.57)$$

Ainsi, une fois les valeurs optimales de T et de τ déterminés, on obtiendra la valeur optimale de D à partir de l'équation (4.57). Les conditions de premier ordre du programme d'optimisation donnent alors :

$$\frac{\partial U}{\partial T} = 0 \Leftrightarrow \left[\log(1 - e^{-\beta T}) + \frac{\delta T e^{-\beta T}}{1 - e^{-\beta T}} \right]' = 0$$

Soit :

$$\frac{\beta + \delta}{\beta} = \frac{\delta T}{1 - e^{-\beta T}} \quad (4.58)$$

$$\frac{\partial U}{\partial \tau} = 0 \Leftrightarrow \left\{ \frac{e^{-\beta(\tau-t)}}{\beta} \left[\log W_t + (\beta + \delta)(\tau - t) - \log D_t + \log(1 - e^{-\beta T}) + \frac{\delta T e^{-\beta T}}{1 - e^{-\beta T}} \right] \right\}' = 0$$

En combinant avec l'équation (4.58), on obtient la condition d'optimalité de premier ordre pour τ , soit :

$$\log W_t - \log D_t + (\beta + \delta)(\tau - t) + \log(1 - e^{-\beta T}) + \delta T = 0 \quad (4.59)$$

Les équations (4.56), (4.58) et (4.59) déterminent alors les valeurs optimales de T , τ et D .

A l'état initial dans lequel $a^0 = 0$, $RR = RR^0$ et $D = D^0$, les équations (4.51) et (4.56) impliquent que :

$$\frac{De^{-\beta T}}{1 - e^{-\beta T}} = \frac{RR}{\beta} \quad (4.60)$$

Et d'après (4.56) et (4.59), on a, à l'équilibre initial :

$$\tau - t = T - \frac{1}{\delta} \log\left(\frac{D}{D_t}\right) = T - x \quad (4.61)$$

Si $D_t = D$, l'équation (4.61) montre que $\tau - t = T$ à l'optimum. L'individu trouve ainsi qu'il est optimal de suivre la même règle (S, s) . L'équation (4.61) indique que le prochain achat aura lieu une fois que le bien durable actuel D_t atteint la valeur égale à $De^{-\delta T}$ - valeur indiquant que le bien sera remplacé (comme le montre le **graphique 4.6**). Comme la valeur la plus faible pour D_t est celle à laquelle le bien est remplacé, $De^{-\delta T}$, l'expression $(1/\delta)\log(D/D_t)$ est toujours inférieure à la valeur de T et par conséquent $\tau - t \geq 0$. On verra dans les parties suivantes, que lorsqu'il y a un changement non anticipé du revenu au temps t , alors $\tau - t$ devrait être négatif, impliquant l'existence d'une explosion instantanée de consommation de biens durables.

4.3.2 Les firmes, le gouvernement et l'équilibre général

De Gregorio et al. (1998) supposent que les firmes produisent les biens durables uniquement à partir du facteur de travail. La fonction de production est strictement croissante et concave, continûment différentiable, notée $F(l)$. Les profits sont donnés par l'expression :

$$\Pi_s = F(l_s^d) - w_s l_s^d \quad (4.62)$$

avec l^d désignant la demande du travail (en termes de biens échangeables). La maximisation du produit permet d'obtenir :

$$F_l(l_s^d) = w_s \quad (4.63)$$

Cette dernière équation définit implicitement la demande du travail comme fonction décroissante du salaire réel.

Comme dans les modèles de Rodriguez (1982) ou de Calvo et Végh (1993), la contrainte budgétaire du gouvernement indique que la valeur actualisées des revenus provenant de la création monétaire est égale à la valeur actualisée des transferts forfaitaires :

$$\int_t^\infty g_s e^{-\beta(s-t)} ds = \int_t^\infty (\dot{M}_s + \varepsilon_s M_s) e^{-\beta(s-t)} ds \quad (4.64)$$

avec ε désignant le taux de dévaluation. Comme dans les modèles de Rodriguez (1982) et Calvo et Végh (1993), la mobilité parfaite du capital suppose :

$$i_s = r + \varepsilon_s$$

i étant le taux d'intérêt nominal domestique, r le taux d'intérêt mondial. Ainsi, en intégrant l'équation (4.65) et en imposant la condition de transversalité $\lim_{s \rightarrow 0} M_s \exp(-\beta s) = 0$, on obtient la

relation suivante :

$$g = iM \quad (4.65)$$

L'équilibre de l'économie

Sur le marché du travail, à l'équilibre, l'offre du travail est égale à la demande du travail. D'où, à taux d'intérêt nominal donné, les équations (4.55) et (4.63) déterminent le taux de salaire réel d'équilibre ainsi que l'offre du travail des entreprises. En combinant ces résultats avec la fonction de production, on obtiendra la production d'équilibre des biens durables. On remarquera que comme la production dépend du taux d'intérêt nominal, elle dépendra, d'après (4.27), du taux de dévaluation ε . Intuitivement, une réduction du taux de dévaluation entraîne une baisse du taux d'intérêt nominal, qui à son tour, entraînera une baisse du salaire réel et une augmentation des embauches et de la production.

Enfin, sur le marché des biens durables, les dépenses des consommateurs pour l'achat des biens durables sont égales aux revenus obtenus à partir des ventes des biens des entreprises. D'après le problème des firmes, on a $wl + \Pi = F(l)$ et d'après la définition du revenu réel des consommateurs, on a : $RR = wl + \Pi + g - iM$, alors à l'équilibre:

$$RR = F(l) \quad (4.66)$$

Puisque la production des biens durables est fonction décroissante du taux de dévaluation, alors le revenu réel des ménages s'écrira : $RR = RR(\varepsilon)$ avec $RR'(\varepsilon) < 0$. L'effet positif d'une réduction du taux de dévaluation sur le revenu réel jouera donc un rôle principal dans l'explication du phénomène « *boom – récession* ».

4.3.3 Les effets d'une réduction permanente du taux de dévaluation

Supposons qu'à l'instant t , une réduction permanente et inattendue du taux de dévaluation est annoncée par les autorités monétaires. La baisse du taux d'inflation, qui en découle, entraînera une hausse du revenu réel de RR^0 à RR (avec $RR^0 < RR$). L'augmentation du revenu réel n'aura aucune influence sur le temps T optimal, mais elle influencera la consommation des biens durables (D sera différent par rapport à D^0). De plus, le consommateur devrait décider au temps t quand acheter le nouveau bien et quand débiter la *nouvelle règle* (S, s). Ceci implique que l'individu choisira un nouveau niveau optimal de τ (date du premier achat des biens durables

après t) en réponse à la variation du revenu réel. Ainsi, d'après 4.51, 4.52 et 4.59, il s'en suit que :

$$\tau - t = T - \frac{\delta x}{\beta + \delta} - \frac{1}{\beta + \delta} \log \left(\frac{RR}{RR^0} + e^{\beta x} - 1 \right) \quad (4.67)$$

avec T étant donné par l'équation (4.58) et x donné par l'équation (4.52).

Ainsi, l'intervalle de temps $\tau - t$ (entre aujourd'hui et la date du premier achat des biens durables après t) optimal est fonction décroissante de x (date du précédent achat, avant t) et du ratio (RR/RR^0) . De plus, comme $x \leq T$ et $RR/RR^0 > 1$, alors on a $\tau - t < T - x$, puisqu'à l'optimum initial, $\tau - t = T - x$. Cette dernière équation implique ainsi que tous les individus anticiperont leur achat de bien durable en réponse à la hausse du revenu, elle-même résultant de la réduction du taux de dévaluation et de la désinflation.

Au total, l'intervalle $\tau - t$ dépend de deux facteurs :

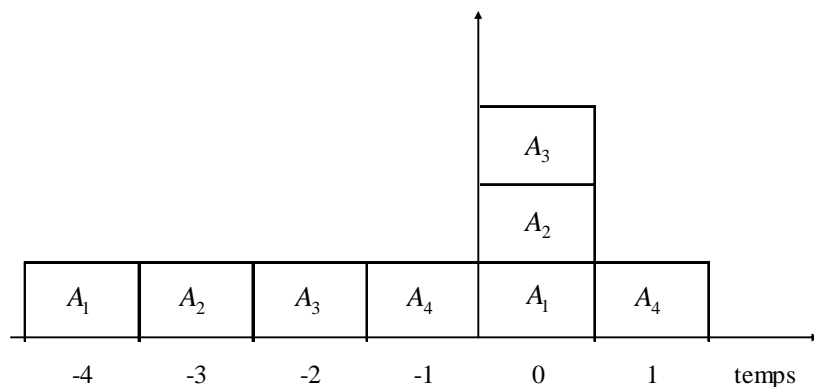
- **Le revenu net réel RR** : plus la hausse du revenu réel est importante, plus $\tau - t$ est faible et plus les consommateurs vont anticiper leur achat de biens durables.
- **La date du dernier achat de biens durables x** : plus x est grand, plus le bien est obsolète et plus les consommateurs vont anticiper leur achat. Avec une valeur x importante, les individus vont préférer anticiper leur achat au moment où le programme de stabilisation est lancé, ce que De Gregorio et al. (1998) appellent le phénomène de consommation de masse des biens durables (« *bunching consumption* »).

La réduction du taux de dévaluation conduit l'économie à un nouveau régime d'équilibre, avec la hausse de la consommation de biens durables. Après la phase de consommation de masse, avec une pointe dès le début de l'application du programme de stabilisation en t , le stock en biens durables des individus s'est rempli de nouveau. La demande en biens durables commence à s'atténuer jusqu'au niveau zéro et le reste jusqu'à la date T où ces biens n'ont plus aucune valeur et où le nouveau achat aura lieu. Ainsi, la stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change se résulte en une expansion de la consommation puisque les individus ont non seulement augmenté leur consommation grâce à la hausse des revenus, mais aussi anticipé leur achat de biens durables. L'anticipation des achats et la démotivation des individus, une fois que leur stock de biens durables est pleinement approvisionné, expliquent la baisse de consommation et la récession de l'économie par la suite. Cette baisse de la consommation est, en effet, le résultat de la règle (S, s) du consommateur et, en aucun cas, de la politique de stabilisation.

En résumé, on suppose que les agents privés doivent supporter certains coûts de transactions lors de leur achat des biens durables. Cela implique que les individus n'achètent les biens durables que dans un intervalle de temps discret, alors que les ventes de ces biens sont lissées dans le temps. Graphiquement, supposons 4 individus, notés A_1 , A_2 , A_3 et A_4 , qui achètent les

biens durables à différentes dates (tous les quatre périodes plus précisément). Avant la date 0, les ventes totales sont constantes.

Considérons maintenant que le programme de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change est lancé à la date 0 et qu'il existe un effet de richesse associé avec la stabilisation. Ainsi, certains consommateurs auront tendance à anticiper leur achat de biens durables et éventuellement acheter des biens durables plus chers. Par conséquent, les dépenses de biens durables augmentent fortement ainsi que les stocks et les investissements en biens de capital des entreprises (machines et équipement). Dans le **graphique 4.7**, les individus A_2 et A_3 , qui auraient pu remplacer leurs biens durables en $t=1$ et $t=2$ en l'absence de la politique de désinflation, décident de les acheter en $t=0$. L'individu A_4 , qui vient de remplacer ses biens durables en $t=-1$ décide également d'anticiper ses achats en $t=1$. Dans cet exemple simple, il n'y a pas d'achats des biens durables en $t=3$ et $t=4$ du fait de l'explosion initiale des achats en $t=0$ et $t=1$. L'explosion des achats (à l'instant 0) est donc suivie par une chute à la période $t=2$ et $t=3$. Ainsi, sans recourir à la rigidité de l'inflation ou à l'absence de crédibilité, la présence des biens durables peut, à elle seule, expliquer le phénomène « *boom-récession* » des programmes de stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du taux de change.



Source: Calvo et Végh (1999)

Graphique 4.7 : La consommation des biens durables

Une différence importante entre le rôle de la présence des biens durables et ceux de la rigidité de l'inflation ou du manque de crédibilité, exposés dans les sections précédentes, se trouve dans les implications des politiques économiques du gouvernement. Sous l'hypothèse de Calvo et Végh (1993), le cycle « *boom-récession* » est clairement le résultat de l'incapacité du gouvernement à convaincre le public de la soutenabilité, dans le temps, de leur politique de désinflation. De même, l'hypothèse de persistance de l'inflation, due à l'anticipation adaptative,

reflète les problèmes institutionnels qui mettent en danger l'ensemble du programme de stabilisation. En revanche, le phénomène « *boom-récession* » accentué par la présence des biens durables est la conséquence directe de la capacité du gouvernement à lancer un programme parfaitement crédible. L'éventuelle baisse de la consommation est la contrepartie naturelle de l'explosion initiale, lors de l'annonce de la politique de désinflation.

Dans le modèle avec biens durables de De Gregorio et al. (1998), un effet de richesse a ainsi apparu puisque la baisse du taux d'inflation conduit à une hausse du revenu réel, qui à son tour, incite les agents privés à anticiper leur consommation. Une autre manière d'interpréter l'impact des effets de richesse sur la décision de consommation des ménages est de mettre en avant le rôle de la politique fiscale du gouvernement lors de chaque stabilisation.

4.4 L'effet richesse et la politique fiscale : le modèle de Helpman et Razin (1987)

Le rôle des effets de richesse et de la politique fiscale d'un programme de stabilisation basée sur le ciblage du change a été développé pour la première fois par Helpman et Razin (1987). Selon ces auteurs, une réduction du taux d'inflation par un « *gel* » ou ciblage inattendu du taux de change va modifier le système de redistribution de richesse entre les générations d'agents privés et influencer leur comportement de consommation au début des phases stabilisatrices. Ceci n'est possible que lorsque le gouvernement poursuit, de façon rigoureuse et permanente, ses réformes structurelles, notamment ses réformes fiscales. Ainsi, pour mettre en avant l'impact réel d'un tel programme, Helpman et Razin (1987) proposent, tout d'abord, d'étudier les caractéristiques d'une économie à générations imbriquées dans laquelle le régime de change est flexible.

4.4.1 Les générations imbriquées et le régime de change flexible

Soit une économie à générations imbriquées dans laquelle le régime de change adopté est flexible. A chaque période de temps naît une cohorte. Les individus de type I survivent à la période suivante avec une probabilité γ . La distribution d'âge de la population est constante au cours du temps et à chaque période, il y a γ^a individus de l'âge a .

La taille de la population est également constante et égale à :
$$\sum_{a=0}^{\infty} \gamma^a = \frac{1}{1-\gamma}$$

Supposons que ces individus vivent dans une petite économie où les prêts (en termes de biens échangeables) sont rémunérés au taux d'intérêt réel mondial r . Tous les prêts sont indexés, et les prix étrangers de biens échangeables sont constants et égaux à l'unité. Ainsi, si l'on emprunte un

montant b , l'individu devrait rembourser Rb à la période suivante, avec $R=1+r$ désignant le facteur d'intérêt domestique. Puisque l'individu survit à la période suivante seulement avec une probabilité γ , il ne peut pas emprunter au taux d'intérêt r . Les institutions financières étrangères, qui accordent des crédits aux résidents domestiques, pourraient obtenir plus sûrement un remboursement de montant Rb , si elles imposaient un taux d'intérêt réel à $(R/\gamma-1)$. Pour cela, on suppose que b est prêté à tous les individus d'une cohorte donnée. Ceux qui survivent à la période suivante rembourseront Rb/γ . Cependant, seule une proportion de γ d'individus survivront, d'où, un total des remboursements de la cohorte de Rb . Ainsi, $R/\gamma-1$ correspond bien au taux d'intérêt ajusté au risque de mortalité.

Les entreprises produisent, quant à elles, y^T unités de biens échangeables par habitant et y^N unités de biens non échangeables par habitant. La production agrégée, en unités de biens échangeables (dont la valeur est exprimée en monnaie étrangère), est fonction du prix relatif des biens non échangeables p_t , notée $y(p_t)$.

Les firmes vendent leur produit en échange de monnaie domestique, rémunèrent les individus et distribuent des dividendes au début de la période suivante. Les individus, de leur côté, doivent payer les biens avec de la monnaie : la monnaie domestique pour les biens non échangeables et les devises étrangères pour les biens échangeables. On suppose ainsi un système avec une contrainte budgétaire pré-déterminée (*cash-in-advance*) pour chaque individu d'âge a :

$$c_{a,t} = c_{a,t}^T + p_t c_{a,t}^N = b_{a,t} - \frac{R}{\gamma} b_{a-1,t-1} + \frac{E_{t-1} y(p_{t-1}) - \theta_t}{E_t} \quad (4.68)$$

où $c_{a,t}$ correspond à la consommation totale de l'individu (de biens échangeables et de biens non échangeables), $b_{a,t}$ est sa nouvelle dette, $(R/\gamma)b_{a-1,t-1}$ désigne le montant de remboursement de son ancienne dette (la dette à la période $t=-1$ étant égale à zéro), E_t est le taux de change nominal et θ_t dénomme les taxes ou transferts nominaux. Le terme $E_{t-1} y(p_{t-1}) - \theta_t / E_t$ signifie la valeur en unités de biens échangeables du revenu des entreprises (issus des ventes en $t-1$) déduit des taxes. Helpman et Razin (1987) supposent également que le taux d'intérêt réel domestique est positif et que :

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} (R/\gamma)^{-\tau} b_{a+\tau,t+\tau} = 0 \quad (4.69)$$

Les individus maximisent leur fonction d'utilité intertemporelle en fonction de leur consommation et du niveau des prix relatifs des biens non échangeables, sous les contraintes budgétaires exprimées par les équations (4.68) et (4.69).

On suppose que le gouvernement n'a pas de réelles dépenses. Dans un régime de change flottant, le gouvernement émet et retire de la monnaie de l'économie grâce à des taxes et des

transferts θ_t . Donc, si M_t est le stock de la monnaie par habitant à la date t , alors la contrainte budgétaire du gouvernement s'écrit:

$$M_t = M_{t-1} - \theta_t$$

D'un autre côté, toute monnaie est dépensée pour l'achat des biens, en monnaie domestique, impliquant :

$$M_t = E_t y(p_t)$$

Les deux dernières équations impliquent :

$$\frac{E_{t-1} y(p_{t-1}) - \theta_t}{E_t} = y(p_t) \quad (4.70)$$

D'après les équations (4.68) et (4.70), il est évident que dans un régime de change purement flottant, les injections et les retraits de la monnaie, via les impôts θ_t , n'ont aucun effet sur l'activité économique. Autrement dit, dans ce type de régime de change, la dimension intertemporelle de consommation et de dette (individuelle ou agrégée) ne dépend pas de la dimension intertemporelle des injections ou des retraits monétaires. Ce cas particulier servira de point de comparaison avec le modèle qui mettra en avant l'application des programmes de stabilisation basée sur la fixité du change ainsi que son impact sur les mouvements des réserves de change en l'absence de politique fiscale d'accompagnement.

Lorsqu'une politique fiscale ne permet pas de satisfaire l'équation (4.70), les mouvements de réserves de change vont apparaître. Ces mouvements de réserves de change généreront une dette publique et des effets sur l'activité réelle. L'expression de la dette publique par tête s'écrit de manière suivante :

$$b_t^G = Rb_{t-1}^G + \frac{1}{E_t} [E_{t-1} y(p_{t-1}) - E_t y(p_t) - \theta_t], \quad t = 0, 1, \dots \quad (4.71)$$

avec la condition initiale : $b_{-1}^G = 0$. L'équation (4.71) décrit les mouvements de réserves de change. La dette publique croît au taux d'intérêt R plus les déficits de la balance des paiements. Le terme $E_{t-1} y(p_{t-1}) - E_t y(p_t)$ décrit la baisse de la demande de monnaie dont une part est compensée par des retraits de la monnaie de la circulation (via les taxes θ_t) et l'autre partie par les achats de devises par le secteur privé, entraînant des pertes des avoirs en devises et expliquant ainsi l'existence d'une dette publique.

4.4.2 La gestion des taux de change et le mouvement des réserves

Supposons en effet, dans le modèle de référence, les solutions d'équilibre de la consommation et de la dette agrégées suivantes :

$$\begin{aligned}\bar{c}_t &= (1-\gamma) \sum_{a=0}^{\infty} \gamma^a \bar{c}_{a,t} \\ \bar{b}_t &= (1-\gamma) \sum_{a=0}^{\infty} \gamma^a \bar{b}_{a,t}\end{aligned} \quad t = -\infty, \dots$$

Le taux de change réel de l'économie s'écrit : $\bar{e}_t = \left(\frac{1}{\bar{p}_t} \right)_{t=-\infty}^{\infty}$.

On suppose à la date $t=0$, le gouvernement décide de modifier sa politique de change et « fixer » l'évolution du change nominal. On va ainsi étudier les impacts réels, c'est-à-dire les déviations des variables $\{c_t, b_t, p_t\}$ par rapport à leur niveau de référence $\{\bar{c}_t, \bar{b}_t, \bar{p}_t\}$ avec la prise en compte de la dimension intertemporelle des injections et retraits monétaires (des taxes et transferts sociaux).

4.4.2.1 L'absence des effets réels et des mouvements des réserves de change : « l'équivalence ricardienne »

D'après (4.68) et (4.70), si à la période $t=0$, le taux de change réel reste à $(1/\bar{p}_0)$ et la dette par habitant ne change pas, alors, pour un nouveau système de change décidé à la période 0, noté $\{E'_t\}_{t=0}^{\infty}$, la politique fiscale $\{\theta'_t\}_{t=1}^{\infty}$ mise en place à partir de la période $t=1$ devrait satisfaire la condition :

$$\theta'_t = E'_{t-1} y(\bar{p}_{t-1}) - E'_t y(\bar{p}_t) \quad , \quad t=0, 1, \dots \quad (4.72)$$

où $E'_{-1} = \bar{E}_{-1}$. Cette dernière équation indique que la politique fiscale provoque des injections ou des retraits de monnaie qui maintiennent l'offre monétaire en ligne avec la valeur nominale de la production exprimée à travers le taux de change nominal E'_t et le taux de change réel $(1/\bar{p}_t)$. Autrement dit, elle assure qu'il n'y a pas de déficits, ni de surplus de balance des paiements :

$$M'_t = M'_{t-1} - \theta'_t = E'_t y(\bar{p}_t)$$

Si l'équation (4.71) est satisfaite, on a :

$$\frac{E'_{t-1} y(\bar{p}_{t-1}) - \theta'_t}{E'_t} = y(\bar{p}_t) \quad (4.73)$$

qui est, en effet, la même équation que (4.70), impliquant l'absence de déviations des variables réelles suite au changement de la politique de change. Dans ce cas, il n'y aura pas de mouvements sur les réserves de change afin de contrôler l'évolution du change nominal. Ainsi, un régime de change fixe réussi, sans créer de conséquences sur l'activité réelle, exige une coordination rigoureuse au cours du temps des injections et des retraits monétaire de la part du gouvernement. On parle ici de l'existence de *l'équivalence ricardienne* dans une économie où

l'Etat réussit à financer ses dépenses par les prélèvements fiscaux sans créer des effets sur l'activité réelle.

4.4.2.2 Les effets réels et les mouvements des réserves de change : l'absence de « l'équivalence ricardienne »

On suppose que le gouvernement rembourse ses dettes. Ainsi, sa politique de change est limitée à satisfaire les équations (4.71) et (4.73) avec la condition terminale :

$$\lim_{t \rightarrow \infty} R^{-t} b_t^G = 0 \quad (4.74)$$

Le changement de la politique de change, qui a débuté à la date 0, ne suit pas la règle décrite par l'équation (4.71) et donc suppose l'existence des mouvements des réserves de change. D'après (4.68) et (4.71), les effets des mouvements des réserves sur la contrainte budgétaire des individus peuvent être décrits de la manière suivante :

$$c'_{a,t} = b'_{a,t} - \frac{R}{\gamma} b'_{a-1,t-1} + y(p'_t) + (b_t^G - R b_{t-1}^G) \quad (4.75)$$

Afin d'identifier plus clairement les impacts réels des mouvements sur les réserves de change, on suppose que tous les biens sont échangeables, c'est-à-dire $y^N = 0$ et $y(p_t) \equiv y^T$. D'après (4.68) et (4.70) (en utilisant la condition terminale sur $b_{a+\tau, t+\tau}$), la consommation agrégée actualisée, au taux R/γ , s'écrit:

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} c'_{a+\tau, t+\tau} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} y^T - \left(\frac{R}{\gamma} \right) b'_{a-1, t-1} \quad (4.76)$$

En notant $\omega'_{a,t}$ la richesse réelle de l'individu de l'age a au temps t et :

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} c'_{a+\tau, t+\tau} = \omega'_{a,t} \quad (4.77)$$

on obtient :

$$\omega'_{a,t} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} y^T - \left(\frac{R}{\gamma} \right) b'_{a-1, t-1} + \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} (b_{t+\tau}^G - R b_{t-1+\tau}^G) \quad (4.78)$$

Les mouvements des réserves de change génèreront différentes redistributions de richesse entre les générations, affectant par conséquent la décision de consommation des individus. On peut remarquer qu'en combinant l'équation (4.71) et (4.78), on obtient :

$$\omega'_{a,t} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} \left(y^T - \frac{\theta_{t+\tau}}{E'_{t+\tau}} \right) + \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} \left(\frac{E'_{t+\tau-1} - E'_{t+\tau}}{E'_{t+\tau}} \right) y^T - \left(\frac{R}{\gamma} \right) b'_{a-1, t-1} \quad (4.79)$$

Ainsi, la richesse réelle de l'individu né à la date t dépend à la fois des taux de dépréciation décidé lors du changement de politique de change et des taux de taxation. L'individu sera

« moins à l'aise » dans le futur si les taxes sont imposées et le taux de change est déprécié et « plus à l'aise » s'il reçoit des transferts gouvernementaux et le taux de change s'apprécie.

4.4.3 Les effets réels d'une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change

Pour Helpman et Razin (1987), la réduction du taux d'inflation via la stabilité de change à la date zéro ne provoque de coûts réels que lorsque *l'équivalence ricardienne* n'est pas satisfaite. Supposons une réduction non anticipée du taux de dévaluation à la période $t=0$, le taux de change nominal passant en dessous du niveau de référence \bar{E}_0 et le restant jusqu'à l'infini. La politique fiscale reste inchangée en $t=0$. La stabilisation entraîne ainsi une perte sur les réserves de change en $t=0$ qui se traduit par une hausse de la dette publique b_0^G , $b_0^G > 0$

En $t=1$, les autorités publiques décident de mettre en place le système fiscal suivant l'équation (4.72). Ce niveau est trop faible pour éviter une détérioration des déficits et des fuites dans les avoirs en devises. Une réduction des déficits publics dans les périodes futures passera par une augmentation des impôts, qui sera appliquée à partir de la période T . Autrement dit, il est supposé qu'entre la période $t=1$ et $t=T-1$, aucune taxe n'est imposée alors qu'à partir de la date T , les impôts réels fixés à $\tilde{\theta}_t = \theta' / E$ sont collectés afin d'assurer le remboursement de la dette publique et ainsi l'équilibre du budget gouvernemental. En utilisant les équations (4.71), la dette publique externe du gouvernement s'écrit :

$$b_t^G = \begin{cases} R^t b_0^G & \text{pour } 0 \leq t \leq T-1 \\ R^T b_0^G & \text{pour } t \geq T \end{cases} \quad (4.80)$$

Cette dernière expression signifie que la dette publique externe du gouvernement croît au taux d'intérêt R jusqu'à la période $T-1$ et reste constant au-delà de cette date. De (4.71) et (4.80), les impôts réels s'écrit :

$$\tilde{\theta}_t = \begin{cases} -g & \text{pour } t=0 \\ 0 & \text{pour } 1 \leq t \leq T'-1 \\ (R-1)R^{T-1}g & \text{pour } t \geq T' \end{cases} \quad (4.81)$$

En l'absence des impôts entre la période 1 et $T'-1$, le budget individuel de l'individu de l'âge a s'écrit :

$$b_{a,t} = \left(\frac{R}{\gamma} \right) b_{a-1,t-1} + c'_{a,t} - (y^T - \tilde{\theta}_t) \quad (4.82)$$

Dans ces conditions et d'après (4.77) et (4.79), la richesse réelle de l'individu avec le nouveau régime de change devient :

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} c'_{a+\tau, t+\tau} = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} (y^T - \tilde{\theta}_{t+\tau}) - \left(\frac{R}{\gamma} \right) b_{a-1, t-1} \equiv \omega'_{a, t} \quad (4.83)$$

Les individus cherchent à maximiser sa fonction d'utilité intertemporelle :

$$Esp_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} u(c'_{a+\tau, t+\tau}) = \sum_{\tau=0}^{\infty} (\gamma\beta)^{\tau} u(c'_{a+\tau, t+\tau})$$

sous la contrainte exprimée dans l'équation (4.83), avec β désignant le taux de préférence intertemporelle et Esp_t l'espérance mathématique conditionnelle à l'information disponible à la période t . Helpman et Razin (1987) supposent ensuite que la fonction d'utilité $u(c'_t)$ est de forme : $\alpha \log c^N + (1-\alpha) \log c^T$, ainsi, selon eux : $c'_{a, t} = (1-\gamma\beta) \omega'_{a, t}$. La consommation par habitant s'écrit alors :

$$c'_t = (1-\gamma\beta) \sum_{a=0}^{\infty} \gamma^a c'_{a, t} = (1-\gamma\beta)(1-\gamma) \sum_{a=0}^{\infty} \gamma^a \omega'_{a, t}$$

En utilisant le membre droit de l'équation (4.83), Helpman et Razin (1987) obtiennent :

$$c'_t = (1-\gamma\beta) \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R} \right)^{\tau} (y^T - \tilde{\theta}_{t+\tau}) - R b_{t-1} \right] \quad \text{pour } t \geq 0 \quad (4.84)$$

et en agrégeant l'équation (4.82) avec tous les groupes d'âge, ils obtiennent :

$$b_t = R b_{t-1} + c'_t - (y^T - \tilde{\theta}_t) \quad \text{pour } t \geq 0 \quad (4.85)$$

avec les conditions initiales $b_{-1} = \bar{b}_{-1}$. Les équations (4.84) et (4.85) représentent la dynamique de la consommation et de l'accumulation de la dette des agents économiques, qui dépendent, en effet, de l'évolution de la séquence $\{\theta_t\}$. Dans le modèle de Helpman et Razin (1987), $\tilde{\theta}_0 = -g = h - k$ représente la différence entre les impôts non anticipés et les plus values gagnés, alors que $\tilde{\theta}_t$, $t \geq 1$, représente les impôts anticipés pour le futur. Les solutions de long terme (\bar{c}_t, \bar{b}_t) sont obtenues en mettant $\tilde{\theta}_t = 0$ pour tout t^{60} :

$$\bar{c}_t = (1-\gamma\beta)R \left\{ \frac{y^T}{R-\gamma} \left[1 - \gamma(1-\gamma\beta) \frac{1-(\gamma\beta R)^t}{1-\gamma\beta R} \right] - (\gamma\beta R)^t \bar{b}_{-1} \right\} \quad (4.86)$$

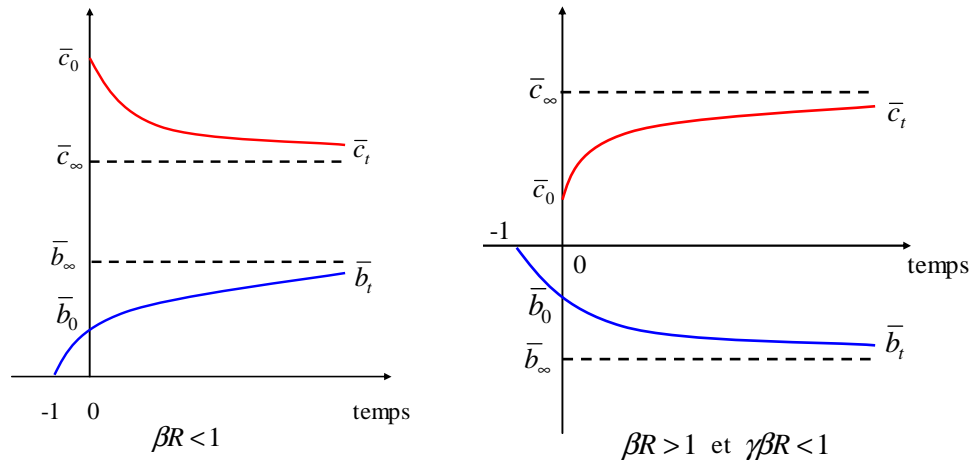
$$\bar{b}_t = (\gamma\beta R)^{t+1} \bar{b}_{-1} + \frac{\gamma(1-\beta R)}{R-\gamma} \frac{1-(\gamma\beta R)^{t+1}}{1-\gamma\beta R} y^T \quad (4.87)$$

Ainsi, à partir de ces résultats de long terme, Helpman et Razin (1987) envisagent plusieurs cas possibles :

- Si $\bar{b}_{-1} = 0$ et $\beta R < 1$: \bar{c}_t est décroissante au cours du temps et \bar{b}_t est croissante, tous les deux atteignant l'état stationnaire comme le montre le **graphique 4.8**.

⁶⁰ Voir Helpman et Razin (1987) pour les détails sur la méthode de calcul.

- Si $\bar{b}_{-1} = 0$, $\beta R > 1$ et $\gamma\beta R < 1$: \bar{c}_t est croissante au cours du temps et \bar{b}_t est décroissante, l'état stationnaire étant atteint comme le montre le **graphique 4.8**.
- Si $\bar{b}_{-1} = 0$ et $\gamma\beta R > 1$: \bar{c}_t est croissante et \bar{b}_t est décroissante sans jamais atteindre l'état stationnaire.
- Si $\gamma\beta R = 1$: la consommation et l'accumulation de la dette privée resteront constantes au cours du temps.



Graphique 4.8 : La dynamique et l'équilibre de long terme de la consommation et de la dette privée – Modèle de Helpman et Rain (1987)

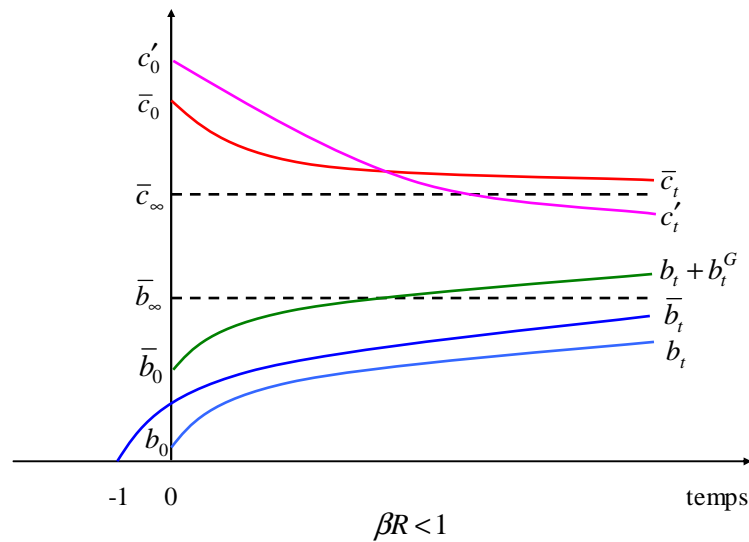
Suite à l'expérience stabilisatrice sur le taux de change et compte tenu de l'évolution des impôts réels décrite par l'équation (4.87), Helpman et Razin (1987) obtiennent les solutions suivantes⁶¹:

$$c'_t - \bar{c}_t = \begin{cases} (1 - \gamma\beta) b_0^G \left[1 - \frac{R-1}{R-\gamma} \gamma^t - \frac{R-1}{R-\gamma} (1-\gamma) \gamma^T \frac{1 - (\gamma^2 \beta)^{-t}}{1 - (\gamma^2 \beta)^{-1}} (\gamma^2 \beta)^{-1} \right] (\gamma\beta R)^t, & 0 \leq t \leq T-1 \\ (1 - \gamma\beta) b_0^G \left[1 - \frac{R-1}{R-\gamma} \gamma^t - \frac{R-1}{R-\gamma} (1-\gamma) \gamma^T \frac{1 - (\gamma^2 \beta)^{-T+1}}{1 - (\gamma^2 \beta)^{-1}} (\gamma^2 \beta)^{-1} \right] (\gamma\beta R)^{T-1} \\ - b_0^G (1 - \gamma\beta) \frac{R-1}{R-\gamma} (1-\gamma) R^T \frac{1 - (\gamma\beta R)^{t+1-T}}{1 - \gamma\beta R}, & t \geq T \end{cases} \quad (4.88)$$

⁶¹ Voir Helpman et Razin (1987) pour les détails des calculs.

$$b'_t - \bar{b}_t = \begin{cases} b_0^G \left[(1 - \gamma\beta) \frac{R-1}{R-\gamma} \gamma^T \frac{1 - (\gamma^2\beta)^{-t-1}}{1 - (\gamma^2\beta)^{-1}} + 1 \right] (\gamma\beta R)^t & , \quad 0 \leq t \leq T-1 \\ (\bar{b}_{T-1} - b_{T-1}) (\gamma\beta R)^{t+1-T} + b_0^G \gamma (1 - \beta R) \frac{R-1}{R-\gamma} R^{T-1} \frac{1 - (\gamma\beta R)^{t+1-T}}{1 - \gamma\beta R} & , \quad t \geq T \end{cases} \quad (4.89)$$

Il est évident que d'après les solutions obtenues, en régime de change fixe, lorsqu'il y a des mouvements sur les réserves de change suite au lancement de la politique de stabilisation, c'est-à-dire $b_0^G > 0$, la consommation moyenne c'_t des individus est plus importante par rapport au niveau de référence \bar{c}_t pour $t=0$ et éventuellement pendant quelques périodes suivantes. Le mouvement s'inversera lorsque t est devenu grand. Ainsi, la surévaluation de la devise locale, survenue juste après la stabilisation, conduit initialement à une augmentation des dépenses de consommation, suivie par une baisse des dépenses dans les périodes futures (comparés aux niveaux de référence). D'un autre côté, la surévaluation initiale de la devise locale entraînera une baisse de la dette privée pour toutes les périodes. La dette totale de l'économie ($b_t + b_t^G$) est plus grande que \bar{b}_t , impliquant que la hausse de la dette publique est plus importante que la baisse de la dette privée. Les sentiers d'évolution de la consommation et de la dette dans le cas où $\beta R < 1$ est illustrée dans le **graphique 4.9**.



Graphique 4.9 : L'évolution de la consommation et de la dette suite à la réduction du taux de dévaluation (cas où $\beta\tilde{R} < 1$)

Au total, lorsque l'équivalence ricardienne n'est pas respectée, une politique de stabilisation par le change conduit immédiatement à l'appréciation de la monnaie locale, qui à son tour,

permettra de générer des plus-values sur les actifs réels détenus par les agents privés vivant encore à la période $t=0$. Compte tenu du fait que ces gains ne sont pas compensés par les hausses fiscales, les individus vivant à la période $t=0$ vont, en effet, anticiper que la valeur actualisée des obligations fiscales futures est plus faible que les plus-values gagnées. Par conséquent, ils vont augmenter leurs dépenses, et on assiste ainsi à une hausse de la consommation privée dès les premières périodes post-stabilisatrices. Le temps passe et les futures générations doivent faire face à des obligations fiscales croissantes, alors que le nombre des individus vivant à la période $t=0$ et bénéficiant des gains obtenus sur les actifs réels diminue. La consommation globale, initialement élevée, devient alors de moins en moins importante. On assiste ainsi au phénomène « *boom-récession* » typique d'un programme de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change.

Ainsi, la redistribution de la richesse intergénérationnelle a permis d'expliquer la présence des effets réels d'une politique de désinflation fondée sur le ciblage du change dans le modèle de Helpman et Razin (1987). On remarquera surtout le rôle de la politique fiscale dans le modèle. La réduction de la taxe inflationniste au début de la stabilisation et la perspective d'une hausse des impôts dans le futur se traduisent par une hausse temporaire de la consommation et une dette publique externe plus élevée.

Le rôle de la politique fiscale et des effets de richesse est également mis en évidence par d'autres auteurs, notamment Rebelo (1997). L'auteur considère un scénario dans lequel, en l'absence des réformes fiscales, une réduction du taux de dévaluation augmentera les dépenses du gouvernement, ce qui entraînera ensuite une hausse des ressources nécessaires pour financer ces dépenses. En mettant en place des politiques budgétaires restrictives d'accompagnement, une stabilisation permettra un effet richesse qui pourrait entraîner une expansion de l'activité économique, malgré l'augmentation des taxes dans le court terme. Rebelo et Végh (1995) ont examiné trois expériences d'ajustement fiscal :

- Une baisse de la consommation des biens échangeables du gouvernement entraînera une augmentation de la consommation privée et une appréciation du change réel. Elle diminuera l'investissement, mais améliorera les déficits du compte courant. Il n'est donc pas évident que cette contraction des dépenses publiques puisse expliquer les faits stylisés d'un programme de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Cependant, d'après Rebelo et Végh (1995), si l'on combine les effets de la réduction des dépenses publiques pour la consommation des biens échangeables avec ceux de la réduction du taux de dévaluation, on pourrait obtenir un scénario proche des résultats observés pour une politique de désinflation fondée sur l'ancrage nominal du change.
- Une baisse permanente de la consommation publique des biens domestiques provoquera au contraire une dépréciation du taux de change réel. Elle permettra une hausse de l'offre

du travail dans le secteur privé mais conduira à une baisse des prix et des salaires. Les faits stylisés d'un programme de stabilisation fondée sur l'ancrage du taux de change ne seront obtenus que si les effets de la réduction des dépenses publiques des biens domestiques sont combinés avec ceux de la désinflation pilotée par le taux de change.

- Une augmentation de la taxation générerait, sans surprise, une récession. Pour Rebelo et Végh (1995), les politiques fiscales, à elles seules, semblent jouer un rôle limité dans l'explication des faits stylisés d'un programme de désinflation fondée sur l'ancrage du taux de change. Elles ne permettent d'expliquer le phénomène « boom-récession » que si elles sont accompagnées par une réduction permanente du taux de dévaluation, en provoquant un effet de richesse intergénérationnelle.

La présence des effets de richesse, suite à une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, peut influencer non seulement la décision de consommation, mais elle pourrait être aussi un élément important dans l'arbitrage entre le travail et le loisir des individus ou dans les projets d'accumulation de capital des entreprises. Les effets d'offre, rarement exploités jusque là, pourraient jouer un rôle non négligeable dans l'explication du phénomène « *boom – récession* ».

4.5 Les effets d'offre : le modèle de Roldos (1995)

Jusqu'à maintenant, toutes les modèles d'analyse théoriques ont permis de mettre en évidence le phénomène « *boom-récession* » latino-américain, en s'appuyant sur les arguments du côté de la demande de l'économie. Cette situation peut s'expliquer par le fait que beaucoup de travaux ont été inspirés des programmes de stabilisation « *tablitas* », connus en Amérique du Sud à la fin des années 1970, dont le résultat le plus marquant était la hausse de la consommation privée, notamment celle des biens durables. Pour les programmes des années 1980 et 1990, certains auteurs ont mis l'accent sur le rôle des réponses des composantes de l'activité pour expliquer le phénomène « *boom-récession* », notamment les réponses du facteur travail et de l'investissement.

Roldos (1995) a été l'un des premiers auteurs à avoir mis l'accent sur les effets d'offre de la politique de désinflation. Il expose un modèle où les agents privés sont soumis à une contrainte budgétaire pré-déterminé (*cash-in-advance*) et où la politique de désinflation est basée sur la réduction graduelle du taux de dévaluation. Comme dans les modèles exposés précédemment, Roldos (1995) suppose une petite économie ouverte qui produit et consomme des biens échangeables et non échangeables.

4.5.1 L'équilibre général

4.5.1.1 L'offre

Considérons un modèle à deux secteurs où le bien échangeable T est produit à partir du capital K et du travail L^T alors que la production du bien domestique non échangeable nécessite de la terre G et du travail L^N . Les fonctions de production s'écrivent alors :

$$y^T = h(L^T, K) = K^\eta L^{T(1-\eta)} \quad (4.90)$$

$$y^N = f(L^N, G) = G^\gamma L^{N(1-\gamma)} \quad (4.91)$$

Le bien échangeable est également un bien intensif en capital mais afin de l'investir, des installations et des coûts d'ajustement sont nécessaires. Ainsi, les coûts d'investissement pour des biens échangeables sont supposés de forme quadratique, impliquant, en effet, que pour investir I unités de biens échangeables, l'entreprise doit dépenser J unités :

$$J = I \left(1 + \frac{\phi}{2} \frac{I}{K} \right) \quad (4.92)$$

où ϕ désigne les coûts d'installation, $\phi > 0$. Il mesure la réponse de l'investissement à une augmentation donnée de la valeur implicite du capital (« *shadow value* »).

Rappelons que les prix relatifs des biens échangeables, ou connus également sous le nom du taux de change réel, sont définis comme $e = EP^T / P^N$ (E étant le taux de change nominal, P^T et P^N étant respectivement le prix d'un bien échangeable et non échangeable). Le profit des entreprises peut s'écrire alors :

$$\Pi = y^T + \frac{y^N}{e} - wL - r^K K - r^N \frac{G}{e} \quad (4.93)$$

avec w désignant le taux de salaire de l'économie, r le taux de rendement du capital (r^K) et de la terre (r^N). L présente la quantité de travail utilisé par l'ensemble des entreprises de l'économie, $L = L^T + L^N / e$. Pour maximiser les profits, les entreprises augmentent la quantité du travail L jusqu'au point où le productivité marginale du travail est égale au taux de salaire w :

$$G_L(L^T, K) = w(e) = \frac{F_L(L^N, N)}{e} \quad (4.94)$$

De même, les rendements du capital et de la terre sont égaux aux productivités marginales du capital et de la terre :

$$r^K = G_K(L^T, K) \quad (4.95)$$

$$r^N(e) = \frac{F_N(L^N, N)}{e} \quad (4.96)$$

Ainsi, d'après les équations (4.94), (4.95) et (4.96), les fonctions d'offre de la firme représentative de chaque secteur sont :

$$y_t^T = \delta_T K_t [w(e_t)]^{\frac{(\eta-1)}{\eta}} \quad (4.97)$$

$$y_t^N = \delta_N N_t \left[\frac{1}{e_t w(e_t)} \right]^{\frac{(1-\gamma)}{\gamma}} \quad (4.98)$$

où δ_T et δ_N sont des constantes.

4.5.1.2 La demande

Comme dans le modèle de Rodriguez (1982) ou de Calvo et Végh (1993), le ménage représentatif de l'économie maximise sa fonction d'utilité à partir de la consommation des biens échangeables et non échangeables. La fonction d'utilité intertemporelle de l'individu du modèle de Roldos (1995) s'écrit plus précisément sous la forme :

$$U_t = \int_0^\infty [v \log c^T + (1-v) \log c^N] e^{-\beta t} dt \quad (4.99)$$

La maximisation de la fonction d'utilité est effectuée sous certaines contraintes, notamment les contraintes de liquidité et budgétaire. Dans le modèle de Roldos (1995), il est, en plus, soumis à la contrainte d'accumulation du capital, le ménage détenant à la fois des entreprises de biens échangeables et non échangeables. Tout d'abord, afin d'assurer la consommation et l'achat du capital, le ménage devait avoir suffisamment de moyens financiers et notamment un budget prédéterminé (*cash-in-advance*). En d'autres termes, il est soumis à une contrainte de liquidité⁶² :

$$M_t = \alpha \left(\frac{c_t^N}{e_t} + c_t^T + J_t \right) \quad (4.100)$$

Comme dans les modèles de Rodriguez (1982) et de Calvo et Végh (1993), la contrainte budgétaire dépend du stock des actifs nets étrangers, a_t , rémunéré au taux d'intérêt mondial r , des productions des biens échangeables et non échangeables ($y^T + y^N / e$), des transferts accordés par le gouvernement, g_t , et des coûts d'opportunité à détenir des encaisses réelles de la monnaie ($i_t M_t$, i étant le taux d'intérêt nominal et égal à la somme du taux d'intérêt réel mondial r et le taux de dévaluation ε). En revanche, à la différence de ces deux modèles, les dépenses du consommateur prennent en compte, en plus, le coût technologique nécessaire pour la production des biens échangeables J_t . Ainsi, la contrainte budgétaire s'écrit :

⁶² On remarquera que la contrainte de liquidité de Roldos se diffère de celle de Calvo et Végh présentée dans la section 2 (équation 4.34) par le fait qu'ici, les encaisses réelles sont proportionnelles aux dépenses de consommation et en plus aux dépenses d'investissement J_t .

$$ra_t + y_t^T + \frac{y_t^N}{e_t} + g_t = c_t^T + \frac{c_t^N}{e_t} + J_t + i_t M_t \quad (4.101)$$

Enfin, le ménage, qui est également le producteur, est également soumis à la contrainte d'accumulation du capital, ici sans processus d'amortissement :

$$\dot{K}_t = I_t \quad (4.102)$$

Et également aux conditions initiales telles que $a_0 = a(0)$ et $K_0 = K(0)$. Le programme du ménage représentatif est de maximiser la fonction d'utilité sous les trois contraintes, de liquidité (équation 4.100), budgétaire (équation 4.101) et d'accumulation du capital (équation 4.102). Les variables de contrôle sont : c^T , c^N , I , L et K et a . Il est décrit par le Hamiltonien suivant :

$$H = \left[\nu \log c_t^T + (1-\nu) \log c_t^N \right] + \lambda_t \left[ra_t + y_t^T + \frac{y_t^N}{e_t} + g_t - (1+\alpha i) \left(c_t^T + \frac{c_t^N}{e_t} + I_t + \frac{\phi}{2} \frac{I_t^2}{K_t} \right) \right] \quad (4.103)$$

avec λ le multiplicateur de Lagrange.

La maximisation par rapport à la consommation des biens échangeables et non échangeables donne :

$$c_t^T = c^T(\lambda, \varepsilon) = \frac{\nu}{\lambda(1+\alpha i_t)} \quad (4.104)$$

$$c_t^N = c^N(\lambda, e_t, \varepsilon) = \frac{(1-\nu)e_t}{\lambda(1+\alpha i_t)} \quad (4.105)$$

La mobilité des capitaux étant parfaite, le taux d'intérêt nominal domestique est la somme du taux d'intérêt mondial constant, r , et le taux de dévaluation, ε . La consommation des biens échangeables sera fonction du multiplicateur de Lagrange, λ , et du taux de dévaluation, ε . La consommation des biens non échangeables dépend, en plus, du prix relatif des biens échangeables ou du taux de change réel e .

La fonction d'investissement est obtenue à partir de la maximisation par rapport à la variable d'investissement I :

$$(1+\alpha i_t) \left[1 + \phi \frac{I_t}{K_t} \right] = 1$$

Soit :

$$I(K_t, q_t) = \frac{K_t}{\phi} (q_t - 1) \quad (4.106)$$

L'investissement dépend ainsi du stock de capital et du ratio de Tobin q_t , qui est défini comme le rapport de la valeur de marché du capital à ses coûts de remplacement. En maximisant la fonction hamiltonienne H , par rapport au capital K , on obtient ainsi l'expression du principal déterminant de la règle d'investissement optimal, le q marginal, ainsi que celle de la valeur

implicite du capital q_t (*shadow value*). En effet, le q marginal est défini comme la valeur présente des flux marginaux nets de revenus futurs engendrés par l'investissement, dans une unité supplémentaire de capital. La condition d'optimalité de premier ordre du capital s'écrit :

$$\frac{d(q_t e^{-\beta t})}{dt} = -\frac{\partial H}{\partial K} \Leftrightarrow \dot{q}_t - \beta q_t = -\left[\frac{1}{(1+\alpha i_t)} G_K(L_t^T, K_t) + \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2 \right] \quad (4.107)$$

L'équation (4.107) étant une équation différentielle, en multipliant chaque côté de cette équation par $e^{-\beta t}$, on a :

$$[\dot{q}_t - \beta q_t] e^{-\beta t} = -\left[\frac{1}{(1+\alpha i_t)} G_K(L_t^T, K_t) + \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2 \right] e^{-\beta t}$$

En intégrant les deux parties de l'équation entre s et l'infini, on obtient :

$$\int_s^\infty [\dot{q}_s - \beta q_s] e^{-\beta s} ds = -\int_s^\infty \left[\frac{1}{(1+\alpha i_s)} G_K(L_s^T, K_s) + \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_s}{K_s} \right)^2 \right] e^{-\beta s} ds$$

La valeur implicite du capital – le ratio q de Tobin s'écrit alors :

$$q_s = \int_s^\infty \frac{1}{(1+\alpha i_s)} G_K(L_s^T, K_s) - \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_s}{K_s} \right)^2 e^{-\beta(t-s)} ds \quad (4.108)$$

4.5.1.3 L'équilibre général

Ainsi, on observe que le niveau de consommation et d'investissement dépend du prix relatif des biens échangeables e_t et de celui du capital q_t . Ces derniers devraient être cohérents avec l'équilibre des marchés des biens et des facteurs.

Selon Roldos (1995), l'équilibre du marché du travail implique que la variation du taux de salaire est déterminée à partir du taux de change réel, mais également du stock de capital, telle que :

$$\dot{w} = w(\dot{e}, \dot{K}) \quad (4.109)$$

L'équilibre sur le marché des biens domestique demande :

$$c^N(\lambda, e_t, \varepsilon) = y^N(e_t, K_t) \quad (4.110)$$

En différenciant cette dernière expression, on observe que la variation du taux de change réel est directement liée à la variation du stock du capital :

$$\dot{e} = e(\dot{K}), \quad \partial \dot{e} / \partial \dot{K} > 0 \quad (4.111)$$

Enfin, du côté du gouvernement, les crédits forfaitaires accordés aux agents privés sont financés par l'offre monétaire et par les réserves des devises étrangères (notées RD) rémunérées au taux d'intérêt mondial. La contrainte budgétaire du gouvernement peut s'écrire sous la forme :

$$g_t = rRD_t + \varepsilon_t M_t \quad (4.112)$$

La règle du crédit suppose que seule la dépréciation de la monnaie ($\varepsilon_t m_t$) est financée par le gouvernement. Ceci implique que, si l'individu souhaite augmenter ses encaisses réelles monétaires, cela passera par l'augmentation des réserves en devises. Utilisant cette règle, ainsi que celle de la parfaite mobilité du capital ($i = r + \varepsilon$), et combinant les équations (4.100) et (4.112) dans l'équation (4.101), et l'équation (4.106) dans (4.92), Roldos (1995) obtient le compte courant simplifié, qui sera déterminé par l'évolution du stock de capital K et les prix relatifs des biens échangeables e_t et de la valeur implicite du capital q_t :

$$\dot{a}_t = ra_t + y^T(e_t, K_t) - c^T(\lambda, \varepsilon_t) - J(q_t, K_t) \quad (4.113)$$

4.5.2 La dynamique du système : impact d'une réduction permanente du taux de dévaluation

Ainsi, on observe que la dynamique du système est fortement dépendante de l'évolution du stock de capital et de sa valeur implicite. Les équations (4.111) et (4.113) montrent qu'une fois le sentier d'équilibre de long terme est déterminé, les dynamiques du taux de change réel et du compte courant suivent bien l'évolution du ratio de Tobin et du stock du capital. Le système s'écrit donc :

$$\begin{cases} \dot{K}_t = \frac{K_t}{\phi} (q_t - 1) \\ \dot{q}_t = rq_t - \left[\frac{r^K(K_t, e_t)}{(1 + \alpha i_t)} + \frac{\phi}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} \right)^2 \right] \end{cases}$$

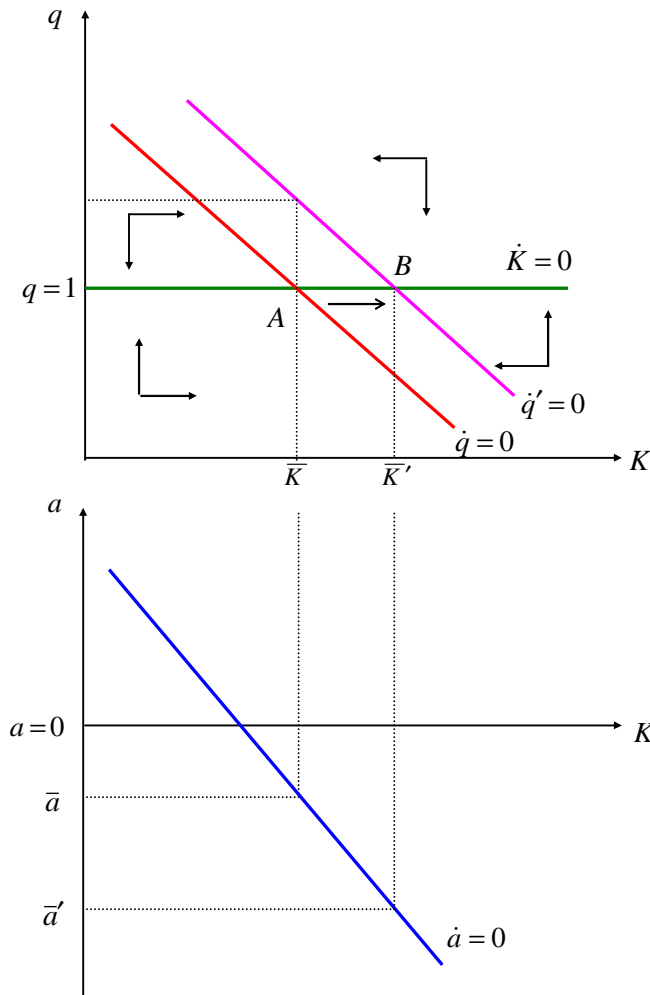
4.5.2.1 L'équilibre de long terme du modèle

Le graphique 4.10 décrit la dynamique et l'équilibre stationnaire du système. En effet, à l'équilibre de long terme, il n'y a ni gain, ni perte de capital (c'est-à-dire $\dot{q} = 0$) et le stock de capital et le stock des actifs nets étrangers sont constants ($\dot{K} = 0$ et $\dot{a} = 0$). Les solutions locales de l'équation $[\dot{K} = 0]$ déterminent les combinaisons des valeurs du stock de capital K et du ratio de Tobin q aux niveaux desquels, la valeur du marché du capital est égale aux coûts de remplacement de ces derniers, soit à l'équilibre :

$$q = 1 \quad (4.114)$$

D'après l'équation (4.114), le ratio q étant constant et indépendant de la valeur du capital K , la courbe $[\dot{K} = 0]$ est alors horizontale. Pour les valeurs se situant au dessus (en dessous) de cette

courbe, on a alors $q > 1$, ce qui implique que la valeur du capital K est supérieure (inférieure) à leurs coûts de remplacement. Par conséquent, le ratio q a tendance à tendre à diminuer (augmenter).



Graphique 4.10 : L'équilibre et l'impact à long terme d'une réduction permanente du taux de dévaluation – Modèle de Roldos (1995)

Les solutions locales de $[\dot{q}=0]$ indiquent les combinaisons des valeurs de K et p pour lesquelles le ratio de Tobin est constant au cours du temps. Pour cela, le rendement du capital d'équilibre doit être égal à (d'après 4.105 et 4.113) :

$$G_K(L^T, \bar{K}) = r^K(\bar{e}, \bar{K}) = r(1 + \alpha \bar{i}) = \bar{r}[1 + \alpha(\bar{r} + \bar{e})] \quad (4.115)$$

La pente négative de la courbe $[\dot{q}=0]$ reflète le déclin du rendement du capital dû non seulement à l'augmentation du stock de capital, mais aussi de l'appréciation du taux de change réel. Pour les valeurs au dessus (en dessous) de la courbe $[\dot{q}=0]$, le rendement du capital est

supérieur (inférieur) à sa valeur d'équilibre, le stock de capital a tendance à diminuer (augmenter). L'intersection des deux courbes $[\dot{K} = 0]$ et $[\dot{q} = 0]$ indique les valeurs du stock de capital et du ratio de Tobin à l'état stationnaire, noté $A = A(\bar{K}, \bar{q})$ avec $\bar{q} = 1$. A l'équilibre, le stock des actifs réels est également constant, $\dot{a} = 0$. D'après l'équation (4.112), on obtient également un niveau d'équilibre de compte courant $\bar{a} = a(\bar{K})$ avec $a_K(K) < 0$.

4.5.2.2 L'impact à long terme d'une réduction permanente du taux de dévaluation

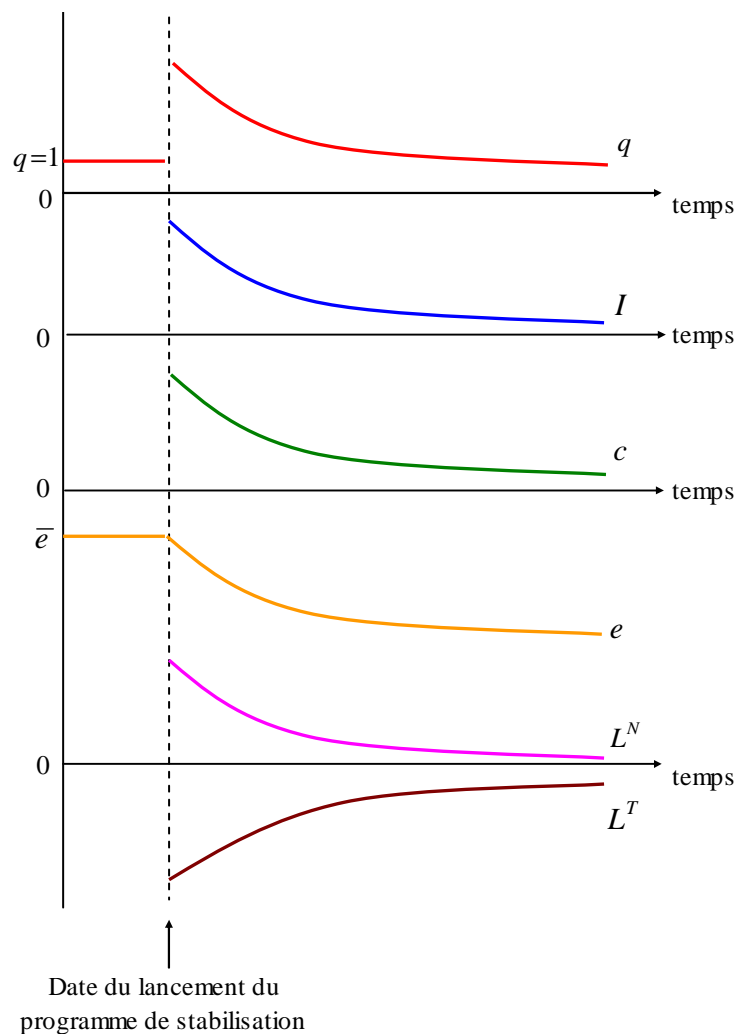
Supposons à présent, une réduction permanente du taux de dévaluation. A long terme, elle permettra une hausse de l'intensité capitalistique (le rapport K/L) dans le secteur des biens échangeables selon l'équation (4.115). Une telle hausse pourrait se traduire soit par une augmentation du stock du capital, soit par déplacement du facteur travail vers le secteur des biens non échangeables. Pour Roldos (1995), ce serait l'augmentation du stock du capital qui dominera à long terme, compte tenu du double rôle du facteur du capital – un actif et un facteur de production. Roldos (1995) l'a souvent remarqué, l'inflation se comporte comme une taxe sur le rendement des actifs domestiques par rapport aux actifs étrangers, créant un « *wedge* » entre les deux types de rendements. Elle favorise l'entrée des capitaux étrangers au détriment des actifs domestiques (la monnaie, le capital, la terre). Une politique de réduction du taux de dévaluation crédible permettra de réduire le « *wedge* » (car l'inflation domestique est plus faible) et augmente l'intérêt d'approvisionner le stock de capital. L'augmentation de l'investissement conduit, ensuite, à une demande globale plus élevée, qui à son tour, provoque une appréciation du taux de change réel, une expansion de la production des biens non échangeables et une forte hausse des prix de la terre. L'installation de nouveaux équipements dans le secteur échangeable provoquera également de fortes hausses des salaires dans ce secteur, qui attireront le travail venant du secteur des biens non échangeables, accentuant un peu plus l'appréciation du change réel. En même temps, l'expansion de la consommation et de l'investissement commence à créer un déficit du compte courant de la balance des paiements, qui sera graduellement réduit grâce à l'accélération de la croissance dans le secteur des biens échangeables (compte tenu d'un niveau élevé de la consommation et de la faiblesse du revenu des actifs net étrangers).

Graphiquement, une réduction permanente du taux de dévaluation n'a aucun impact sur la courbe $[\dot{K} = 0]$, qui reste indépendante du taux de change nominal. Cependant, elle entraîne un déplacement de la courbe $[\dot{q} = 0]$ vers la droite ($\dot{q}' = 0$), avec la hausse du stock de capital d'équilibre, de \bar{K} à \bar{K}' ($\bar{K} < \bar{K}'$). Cette augmentation du stock de capital sera financée par une

réduction du niveau des actifs réels, de \bar{a} à \bar{a}' , synonyme d'une détérioration du déficit du compte courant. Le système se déplace du point A vers le point B.

4.5.2.3 L'impact à court terme d'une réduction du taux de dévaluation

A court terme, pour Roldos (1995), ni le stock de capital, ni le volume des actifs étrangers vont augmenter au moment du lancement du programme de stabilisation. Cependant, la réduction du taux de dévaluation va influencer la valeur implicite du capital et également le rendement des actifs étrangers par la suite. Le **graphique 4.11** récapitule l'évolution des principales variables pendant le régime de stabilisation.



Graphique 4.11 : L'impact à court terme d'une réduction permanente du taux de dévaluation – Modèle de Roldos (1995)

En effet, la réduction du taux de dévaluation conduit à un ratio q de Tobin plus élevé (équation 4.114) et par conséquent, à une hausse de l'investissement qui évolue au cours du temps selon la valeur du paramètre des coûts d'installation ϕ (équation 4.106). Ainsi, la hausse de l'investissement explique une grande partie la détérioration du déficit du compte courant (équation 4.113) – phénomène souvent observé au début des stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change.

La réduction du taux de dévaluation entraîne également une hausse de la consommation des deux biens à court terme (équations 4.104 et 4.105). L'appréciation du taux de change réel qui en résulte, incite les travailleurs à quitter le secteur des biens échangeables, où la production continue de diminuer jusqu'à ce qu'un nouvel équipement soit installé. Cette baisse de l'épargne incite les agents à investir davantage, conduisant, avec la hausse de la consommation, à une détérioration du compte courant. La hausse des prix relatifs des biens échangeables, c'est-à-dire l'appréciation du change réel, et la hausse des prix du travail L^N augmentent les locations de terrain et les prix de la terre r^N (équation 4.96) et la production des biens non échangeables augmente.

Pendant la transition à un nouvel état stationnaire, un nouveau capital est graduellement installé et la production du secteur des biens échangeables commence à reprendre, au même rythme que l'expansion du stock de capital, attirant, par la même occasion, le travail du secteur des biens non échangeables. Les salaires commencent à augmenter, alors que l'appréciation du change réel s'accroît. Au fil du temps, la forte reprise de la production des biens échangeables permet de corriger les déficits courants, générés auparavant par une demande plus élevée.

Roldos (1995), en mettant en avant les effets du côté d'offre de l'économie, notamment le rôle de l'accumulation du capital, a permis d'expliquer les comportements de la consommation et de la production suite à l'application d'un programme de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change.

4.5.3 Les prolongements du modèle de Roldos (1995)

En 1997, dans les prolongements de ses travaux, Roldos a également montré qu'une réduction graduelle et permanente du taux de dévaluation conduit à une expansion temporaire lorsque l'élasticité de substitution intertemporelle pour l'offre du travail est supérieure à la consommation. L'expansion de la production dans les deux secteurs des biens est le résultat d'une baisse du salaire réel. La réduction du taux de dévaluation réduit le taux d'inflation et augmente la valeur marginale de la richesse. Ainsi, le coût d'opportunité du loisir s'accroît, conduisant à l'augmentation de l'offre du travail dans la phase initiale du programme de

stabilisation. La réduction permanente du taux d'inflation dans le temps encourage davantage l'offre du travail et met de plus en plus de pressions à la baisse sur les salaires. Cependant, on doit remarquer que si les modèles de Roldos (1995, 1997) sont capables de prévoir la forte croissance du produit lors du début de la période stabilisatrice, aucun d'entre eux ne prévoit la possibilité d'une récession suivant la phase expansionniste. Rebelo et Végh (1995) et Agénor et Pizzati (2005) ont tenté de corriger le problème en soulignant le rôle de l'arbitrage entre travail et loisir et de l'accumulation du capital. Agénor et Pizzati (2005) ont mis en œuvre un modèle de décision de travail et d'accumulation du capital dans une petite économie ouverte, où le marché des capitaux est imparfait, le taux de préférence n'étant pas nécessairement égal au taux d'intérêt mondial (à la différence de Roldos)⁶³. Pour eux, l'évolution des indicateurs de l'économie, provoquée par la désinflation fondée sur le ciblage du change, diffère considérablement selon l'hypothèse d'une mobilité parfaite ou imparfaite du capital. Avec l'hypothèse d'un marché des capitaux parfait, la condition de parité des taux d'intérêt⁶⁴ est respectée continuellement selon Agénor et Pizzati (2005). Une réduction du taux de dévaluation diminue le coût d'opportunité de détenir de la monnaie et augmente la demande pour les encaisses réelles monétaires. Cette hausse est satisfaite par une augmentation de l'offre de monnaie provoquée, quant à elle, par une hausse instantanée des emprunts des actifs étrangers. Les entrées de capitaux, qui en résultent, sont monétisées par l'échange des actifs étrangers contre de la monnaie domestique, ce qui permet de maintenir constant le stock net des dettes externes de l'économie. Par conséquent, il n'y a pas d'effets réels et l'économie atteint un nouvel état stationnaire. En revanche, sous l'hypothèse de marché des capitaux imparfait, le rendement des emprunts externes du secteur privé est égal à la différence entre le taux d'intérêt sans risque mondial et le taux de préférence et ne pourrait donc pas varier tout au long du sentier d'équilibre afin de répondre à la réduction du taux de dévaluation. La hausse des encaisses réelles monétaires ne peut donc pas être satisfaite via les entrées de capitaux. Pour approvisionner les réserves officielles de change et pour augmenter l'offre de monnaie afin de répondre à la hausse de la demande de monnaie, il faudrait que le compte courant devienne excédentaire, ce qui entraînerait un ralentissement de la consommation et de la production. Agénor et Pizzati (2005) ont ainsi réussi à montrer que sous l'hypothèse de marché des capitaux imparfait, une réduction du taux de dévaluation provoque des effets réels à la fois durant la phase transitoire et à long terme, et que le phénomène « *boom-récession* » peut être expliqué par les effets d'offre, notamment par l'offre du travail et l'accumulation de capital. Avec un stock de capital constant et sans investissement, la politique de désinflation par le ciblage du taux de change, permanente ou temporaire, provoquerait une baisse initiale du salaire

⁶³ Dans les modèles d'optimisation avec horizon infini et parfaite mobilité du capital, il est nécessaire d'imposer l'égalité entre le taux constant de préférence pour le présent et le taux d'intérêt mondial pour obtenir un niveau de consommation fini et positif à l'état stationnaire.

⁶⁴ Le taux d'intérêt nominal est égal à la somme du taux d'intérêt réel mondial et du taux de dévaluation.

réel, une hausse temporaire du travail et de la production. La consommation diminue au moment de l'impact car le taux d'intérêt réel augmente, reportant la consommation dans le futur. Ainsi, après une phase expansionniste, la hausse de la consommation va provoquer des hausses salariales, qui à leur tour, vont influencer les décisions d'offrir du travail et de production. L'expansion de l'activité économique est donc suivie par une récession, fait stylisé observé en Amérique latine.

Conclusion

L'étude des modèles théoriques a permis de mettre en évidence les fluctuations des principales variables macroéconomiques en réponse à une politique de réduction du taux de dévaluation. La convention théorique selon laquelle, une réduction du taux d'inflation est coûteuse pour l'activité économique, a été mise en question par les résultats issus des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Cinq hypothèses ont été avancées pour expliquer la présence du cycle « *boom-récession* » en Amérique latine :

- Une réduction permanente et crédible du taux de dévaluation en présence des rigidités de l'inflation, notamment des anticipations adaptatives (modèle de Rodriguez, 1982).
- Une réduction temporaire, et donc non crédible, du taux de dévaluation en présence des anticipations rationnelles (modèle de Calvo et Végh, 1993).
- Une réduction permanente et crédible du taux de dévaluation en présence des biens durables (modèle de De Gregorio et al., 1998).
- Une réduction permanente et crédible du taux de dévaluation en présence d'une politique fiscale visant à réduire les déficits publics (modèle de Helpman et Razin, 1987).
- Une réduction permanente du taux de dévaluation en présence des effets d'offre, notamment les effets d'une accumulation du capital (modèle de Roldos, 1995).

La difficulté est de savoir quel est l'argument le plus efficace pour expliquer parfaitement l'évolution surprenante de l'activité au moment et après le lancement de la politique de désinflation, en Amérique latine et éventuellement en Europe centrale et orientale. On a vu, en premier lieu, les théories mettant l'accent sur l'expansion de la demande globale comme source de l'accélération de la production. Rodriguez (1982) compte sur une baisse du taux d'intérêt réel, résultat immédiat de la réduction permanente du taux de dévaluation et de la rigidité de l'inflation, pour générer une expansion de l'activité au début de la période de désinflation. La récession de l'économie, qui s'ensuit, sera expliquée par l'appréciation continue du taux de change réel. Calvo et Végh (1993), au contraire, ont réfuté le rôle joué par l'hypothèse des anticipations adaptatives utilisée par Rodriguez (1982), puisqu'en prenant en compte la rigidité

de l'inflation, une réduction permanente du taux de dévaluation pourrait avoir un effet récessif plutôt qu'expansionniste comme le prévoyait Rodriguez (1982). La principale raison réside dans le fait que l'appréciation du taux de change réel a provoqué des impacts ambigus sur le produit. D'un côté, l'appréciation réelle provoque une hausse des prix relatifs des biens domestiques. De l'autre côté, elle stimule la production en diminuant les taux d'intérêt réels. La domination d'un tel effet dépendra des élasticités de substitution intertemporelle (entre les périodes) et intratemporelle (durant une période) entre les biens domestiques et échangeables. L'hypothèse des anticipations adaptatives apparaît alors insuffisante pour expliquer le cycle « *boom-récession* ». Calvo et Végh (1993) ont proposé une autre explication, celle du manque de crédibilité des politiques de désinflation. Les anticipations étant rationnelles (et non plus adaptatives), une réduction du taux de dévaluation jugée transitoire, et donc non crédible, peut entraîner une augmentation de la consommation dans les deux secteurs des biens (domestiques et échangeables), une appréciation du taux de change réel et une détérioration du compte courant lors de l'application du programme de stabilisation. Le revirement ou l'abandon de la politique de désinflation conduit l'économie dans une phase de récession après quelques périodes d'expansion. Mais l'analyse de Calvo et Végh (1993) est également soumise à certaines critiques, notamment celles concernant le degré de substitution intertemporelle et son impact sur le comportement de consommation des agents économiques.

Surtout, comme le modèle de Rodriguez (1982), elle ne prend pas en compte la présence des biens durables dans l'économie. De Gregorio et al. (1998) ont montré que les effets réels d'un programme de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change sont particulièrement évidents et peuvent être considérables en présence des biens durables. La baisse de l'inflation, grâce à la politique crédible de réduction du taux de dévaluation, conduit à une hausse du revenu réel, qui à son tour, incite les agents privés à anticiper leurs achats de biens durables. Une autre manière d'interpréter l'effet richesse sur la décision de consommation des ménages est de mettre en avant le rôle de la politique fiscale d'accompagnement durant l'épisode de stabilisation. Le modèle de Helpman et Razin (1987) a permis de conclure que les effets réels d'une politique de change n'est possible que lorsque le gouvernement poursuit, de façon rigoureuse et permanente, les réformes fiscales. Ainsi, en présence des politiques budgétaires restrictives d'accompagnement, une politique de stabilisation basée sur l'ancrage nominal par le change conduira à une redistribution de la richesse intergénérationnelle et à une substitution intergénérationnelle de consommation. La génération, vivante à la date du lancement du programme de stabilisation, augmentera ses dépenses en anticipant des hausses fiscales dans le futur, alors que les générations futures devront faire face à des obligations d'impôts constantes, influençant ainsi leur décision de consommer.

Par ailleurs, la plupart des modèles exposés ont mis l'accent sur le côté de la demande de l'économie, négligeant en effet l'impact d'une désinflation du côté de l'offre. Le modèle de Roldos (1995) a permis de prendre en compte l'impact de l'accumulation du capital et la réallocation des facteurs de production dans l'explication de l'expansion de l'activité au début des épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal. Cependant, il ne fournit pas d'arguments pour justifier la phase récessionniste durant les années post stabilisatrices observée en Amérique latine. Rebelo et Végh (1995) et Agénor et Pizzati (2005) ont tenté de corriger le problème en soulignant le rôle de l'arbitrage entre travail et loisir et de l'accumulation du capital.

Cependant, même avec des hypothèses pourtant appropriées, ces modèles ne permettent pas d'expliquer totalement les expériences stabilisatrices en Europe centrale et orientale. Certes, la réduction du taux d'inflation, ainsi que l'évolution des taux de change réel, du compte courant ou encore des taux d'intérêt nominal et réel dans la plupart des pays en transition, peuvent être mises en évidence par ces modèles. De plus, la rigidité de l'inflation et surtout le problème de crédibilité étant moins importants en Europe centrale et orientale, les hypothèses de De Gregorio (1998), Helpman et Razin (1987) ou de Roldos (1995) apportent des éléments intéressants, pouvant donner lieu à des leviers sur l'activité économique en transition. Mais l'absence du cycle « *boom-récession* », conséquence attendue des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change, et le « *timing* » différent des phases expansionnistes montrent que d'autres hypothèses, spécifiques aux pays en transition, devraient être prises en compte, notamment le degré de libéralisation du système économique au moment de l'application des programmes de stabilisation. Une libéralisation rapide et complète conduira à un effondrement profond du système productif planifié, alors que la transformation du système économique et social pénalisera également la situation financière des ménages et des entreprises, empêchant ainsi des dépenses anticipées et l'accumulation du capital lors de l'application d'un programme de stabilisation. Une fois le système économique rapidement transformé, les hypothèses d'achat de biens durables de De Gregorio et al. (1998), d'effets richesse en présence de la politique fiscale de Helpman et Razin (1987) ou d'accumulation du capital de Roldos (1995) pourront jouer leur plein effet. Les économies en transition commenceront à bénéficier de la libéralisation et des entrées massives de capitaux. L'expansion de la consommation et de l'investissement sera alors plus visible, d'où l'accélération de la croissance de la production observée quelques années après le lancement du programme de stabilisation.

Des modèles d'analyse théoriques, nous avons pour ambition d'établir, sur un plan empirique, l'influence d'une réduction permanente du taux de dévaluation dans les fluctuations des prix et de la production, en Amérique latine et dans les pays en transition. Qu'elle confirme ou pas les avancées théoriques, cette étude nous apportera des « preuves empiriques » quant à l'existence ou l'absence des coûts, en termes de production, d'une baisse permanente de

l'inflation issue d'une réduction du taux de dévaluation. De plus, elle permettra d'établir une comparaison avec les résultats d'une politique de resserrement monétaire et une indication sur l'efficacité d'une stratégie d'ancrage nominal par rapport à une autre. Cette recherche s'appuiera sur les développements de l'économétrie des séries temporelles et plus récemment, des données de panel : la méthodologie VAR structurel.

5 Spécification économétrique et estimation des ratios de sacrifice en séries temporelles

Introduction

L'interprétation du coût de la désinflation et le calcul du ratio de sacrifice peuvent passer par trois méthodologies différentes. La première approche consiste à estimer directement la courbe de Phillips, c'est-à-dire, la relation entre le produit et l'inflation. La seconde approche, présentée dans le *chapitre 3*, est initiée par Ball en 1994 et représente un outil simple de calcul des coûts de désinflation. Elle consiste en effet à distinguer les périodes de désinflation des périodes d'inflation et à étudier, par la suite, les comportements de l'inflation et le produit sur des épisodes de désinflation. La troisième méthode, plus élaborée, repose, quant à elle, sur l'analyse des sources d'impulsion des fluctuations économiques. Elle permet d'estimer notamment la contribution du choc de politique désinflationniste sur l'activité économique mise en évidence par les modèles Vectoriels Autorégressifs (VAR) structurels. Si la méthode de Ball (1994) propose une estimation du ratio de sacrifice simple et précise, en prenant en compte l'évolution de l'inflation et du produit pendant un épisode de désinflation particulier, elle ne permet pas, cependant, une étude des coûts de désinflation au cours du temps. Mais surtout, en attribuant à la seule politique monétaire toutes les variations de l'inflation et de la production au cours des épisodes de désinflation, elle ne permet pas de mettre en évidence l'impact des autres chocs structurels. Or, la décomposition des chocs exogènes de politique monétaire apparaît comme nécessaire pour évaluer correctement les effets réels d'une politique de désinflation sur l'activité et ainsi établir une mesure exacte du ratio de sacrifice. Ainsi, le recours à une spécification VAR et sa technique d'identification des différents chocs structurels permettraient de corriger cette lacune.

Gordon et King (1982) ont été déjà les premiers à utiliser une modélisation VAR traditionnelle, à deux variables (produit et inflation), pour calculer le ratio de sacrifice américain. Dans cette lignée, Cecchetti (1994) puis Cecchetti et Rich (1999, 2001) proposent une estimation des ratios de sacrifice à partir d'un modèle VAR structurel. Dans leurs travaux, Cecchetti et Rich (1999) soulignent que les analyses de Gordon et King (1982) ne permettent pas de distinguer les impulsions résultant véritablement d'un changement de la politique monétaire et celles reflétant simplement une réponse aux modifications de la conjoncture. La décomposition entre le choc

exogène de politique monétaire et la réaction endogène des autorités apparaît alors comme nécessaire, aux yeux de Cecchetti et Rich, pour évaluer de « vrais » coûts de la désinflation. Ils proposent ainsi une nouvelle méthode qui permet, selon eux, une distinction des différents chocs structurels et surtout une décomposition de la politique monétaire en une composante systématique et une composante aléatoire. La composante systématique peut être assimilée à une fonction de réaction, qui décrit les réponses historiques des autorités monétaires aux mouvements de principales variables de l'économie. La composante aléatoire représente les actions des autorités monétaires, qui ne peuvent pas être expliquées par une fonction de réaction et sont considérées comme « les chocs de politique monétaire ». La distinction des différents chocs structurels permet alors de calculer le ratio de sacrifice à partir des fonctions de réponse du produit et de l'inflation variables dans le temps. Il est donc défini comme le rapport entre les pertes cumulées du produit total, suite à un choc de politique désinflationniste, et l'impact permanent de ce même choc sur le niveau d'inflation.

L'identification des chocs de politiques de désinflation est particulièrement intéressante pour l'étude des pays latino-américains et en transition d'Europe centrale et orientale dans la mesure où l'on pourrait estimer les ratios de sacrifice selon les différentes stratégies d'ancrage nominal : sur le taux de change ou sur la monnaie. Cependant, la modélisation VAR structurel a été très peu utilisée pour estimer les coûts de la désinflation des deux régions. La plupart des études ont été effectuées pour les pays industrialisés, notamment les Etats-Unis et les résultats diffèrent d'une étude à l'autre. Gordon et King (1982) sont parvenus à trouver un ratio de sacrifice pour les Etats-Unis équivalent à 5%, alors que Cecchetti et Rich (1999, 2001), en estimant des fonctions de réponse aux chocs de politique monétaire à l'horizon de cinq ans, ont conclu que les ratios estimés étaient très sensibles au modèle retenu, variant de 1% à environ 10% selon le modèle VAR à 2, 3 ou 4 variables. Inspirés des travaux de Cecchetti (1994) et en recourant à un modèle à deux variables couvrant la période 1962-1997, Boone et Mojon (1998) ont obtenu un ratio de sacrifice moyen égal à 1.5 pour la France, l'Allemagne, l'Italie et le Royaume Uni. Durand et al. (2005) ont conclu à la faiblesse des coûts de la désinflation pour l'ensemble des pays de la zone euro dont le ratio de sacrifice moyen s'élève seulement à 0.56. La même conclusion a été faite par Garatti (2005) lors de son analyse multivariée des ratios de sacrifice des pays européens et des Etats-Unis, et par Corbo et al. (2001) et Leitimo et al. (2003) pour le Canada, le Pays Bas, la Norvège, la Suède, la Suisse et le Royaume Uni. Les résultats des travaux de Corbo et al. (2001) et Leitimo et al. (2003) ont conduit à la même conclusion : les ratios de sacrifice sont faibles, souvent inférieurs à l'unité et parfois négatifs, signifiant la faiblesse voire l'absence des coûts de la désinflation dans les petites économies ouvertes.

Pour les pays d'Amérique latine et les pays émergents de l'Europe de l'Est, la rareté des contributions sur la modélisation VAR et l'impact d'un choc de la politique de désinflation sur

l'activité réelle s'explique principalement par l'indisponibilité des séries temporelles suffisamment longues et le manque de fiabilité des sources des données dans les pays peu développés. Parmi les rares travaux, on peut citer ceux de Hoffmaister et Végh (1996), qui ont proposé un modèle VAR à quatre variables (produit, inflation, monnaie et taux de change nominal par rapport au dollar américain) pour tenter d'expliquer les différents mouvements de fluctuations du produit face aux différentes politiques d'ancrage nominal de stabilisation en Uruguay. Cependant, une estimation de ratio de sacrifice n'a pas été proposée par les deux auteurs. De leur côté, Corbo et al. (2001) ont également présenté un modèle VAR à cinq variables pour calculer les ratios de sacrifice pour certains pays d'Amérique latine ayant utilisé le ciblage d'inflation comme politique de désinflation (le Brésil, le Chili, la Colombie et le Mexique). Cependant, aucun travail n'est effectué pour calculer les ratios de sacrifice selon les différentes méthodes d'ancrage nominal. Concernant les pays d'Europe centrale et orientale, l'existence des séries temporelles seulement à partir des années 1990 rend encore plus difficile le travail sur la modélisation VAR. De ce fait, nous proposons, dans ce chapitre, une évaluation des coûts de la désinflation à l'aide d'un modèle VAR structurel uniquement pour les pays latino-américain.

Dans le *chapitre 3*, nous avons pu obtenir, grâce à la méthode « *variantielle* » initiée par Ball (1994), les premières indications sur les coûts de la stabilisation de 12 pays latino-américains à forte inflation pour chacune de leur période de désinflation, pilotée par le change ou par la monnaie. Mais la question essentielle reste encore sans réponse : quel est l'impact de l'ancrage nominal du taux de change sur les coûts de la désinflation ? Il ne suffit pas, pour calculer les ratios de sacrifice, de mettre en relation les deux agrégats au cours de baisses simultanées durant une période donnée. Ainsi, pour corriger cette lacune et compléter les résultats obtenus à partir des méthodes de calcul ad hoc, ce présent chapitre proposera une estimation des coûts de la désinflation à partir d'une modélisation VAR structurel, ainsi que leur évolution selon les différentes stratégies d'ancrage nominal choisies, pour ces 12 mêmes pays latino-américains à forte inflation. Les estimations confirmeront bien l'idée selon laquelle, les politiques de stabilisation latino-américaines, quel que soit le choix de l'ancrage nominal, sont peu coûteuses, une sorte de « *Déjeuner Gratuit* » pour l'activité économique en Amérique latine. Mais l'hétérogénéité des résultats, ainsi que leur manque de robustesse, rendent difficile la comparaison des coûts de la désinflation entre les pays de la région, et surtout entre les stratégies d'ancrage nominal. Pour arriver à ces conclusions, nous estimons un système VAR à quatre variables : le produit, le taux d'inflation, la croissance de la masse monétaire et le taux de dévaluation. La prise en compte des deux dernières variables permettra non seulement de distinguer deux types de chocs de politique de désinflation, l'une basée sur l'ancrage nominal du taux de change, l'autre basée sur le resserrement monétaire. Elle permettra également de

comparer directement les coûts en termes de croissance économique des deux politiques de stabilisation. La première section présentera la caractérisation des variables et du modèle choisis. Dans un second temps, nous identifierons le modèle VAR structurel, les fonctions de réponse aux chocs de désinflation et déterminerons par conséquent, le ratio de sacrifice. Enfin, dans la troisième section, nous discuterons des résultats obtenus, ainsi que les limites concernant la technique de calcul des coûts de la désinflation via une modélisation VAR structurel.

5.1 La spécification du modèle VAR

Le calcul des coûts de désinflation à l'aide d'une modélisation VAR structurel passe par l'identification des fonctions de réponse du produit et de l'inflation à un choc de politique de désinflation. Pour cela, nous choisissons une spécification VAR à quatre variables comportant le produit, le taux d'inflation, la croissance de la masse monétaire et le taux de dévaluation. Le travail avec des séries temporelles demande, tout d'abord, une étude de leurs caractéristiques à travers des tests usuels notamment les tests de racine unitaire et les tests de cointégration entre les variables non stationnaires nécessaires à l'élaboration du modèle VAR structurel. Ces tests permettent de mettre en évidence l'ordre de l'intégration de la série et de choisir l'ordre du modèle VAR à estimer.

Compte tenu de l'absence des séries temporelles suffisamment longues pour les pays d'Amérique latine, nous allons travailler sur des séries annuelles issues de la base du Fonds Monétaire International (*International Financial Statistics – IFS 2006*), portant sur la période de 1960 à 2005⁶⁵. L'estimation dans certains pays comme la Bolivie, le Brésil, l'Equateur ou le Nicaragua se portera respectivement sur les données allant de 1964, 1970, 1965 et 1970 jusqu'à 2005. Nous utilisons des séries annuelles du Produit Intérieur Brut, l'indice des prix à la consommation, la masse monétaire à travers l'agrégat M2 et le taux de change bilatéral⁶⁶.

L'une des étapes importantes de la modélisation VAR est la caractérisation de la stationnarité des séries chronologiques identifiées et du modèle VAR dans son ensemble.

5.1.1 Les tests de racine unitaire dans le cadre univarié

Lorsqu'on utilise les données temporelles, il est primordial qu'elles conservent une distribution indépendante du temps. La première étape de l'analyse consiste ainsi à s'intéresser

⁶⁵ Les estimations ont été faites avant la publication des statistiques pour l'année 2006.

⁶⁶ Pour une présentation plus précise des séries utilisées, se reporter à l'**Annexe 5.1**. Les graphiques des séries chronologiques utilisées pour l'estimation du modèle, en niveau et en différence premières, sont disponibles et pourraient être fournies, sur demande, par l'auteur.

aux propriétés univariées des séries, à détecter l'existence d'une racine unitaire dans les processus non stationnaires étudiés et donc, à en déterminer leur degré d'intégration. Les tests spécifiques de non stationnarité largement utilisés et répandus sont ceux issus des travaux de Dickey-Fuller (1979) et de Phillips-Perron (1988). Le premier, connu sous le nom de test de *Dickey-Fuller Augmenté* (noté *ADF*), prend à l'origine, pour l'hypothèse nulle, la présence de la racine unitaire, soit la non stationnarité de type stochastique, avant de prendre en compte la correction paramétrique de l'autocorrélation et la présence de tendances déterministes. Le second propose une méthode non paramétrique pour corriger la présence d'autocorrélation résiduelle, sans avoir à ajouter des endogènes retardées comme dans la méthode *ADF*⁶⁷. Il est souvent considéré comme plus puissant que le test *ADF*, surtout pour les échantillons de petite taille comme ceux de notre étude⁶⁸.

Les tests ont été conduits pour le logarithme naturel en niveau, ainsi que leur différence première du Produit Intérieur Brut, noté y , et le taux d'inflation ou la différence première du logarithme naturel de l'indice des prix, noté π , du taux de croissance de la masse monétaire ou la différence première du logarithme naturel de l'agrégat $M2$, noté Δm , et du taux de dévaluation défini comme le glissement annuel du taux de change bilatéral d'une économie (en unités de monnaies locales par rapport au dollar américain), noté Δe .

Pour les tests *ADF*, chaque variable est régressée sur une constante et des différences premières retardées. Selon une méthode conventionnelle pour les données annuelles, la longueur des retards est fixée à deux ans, afin que les résidus soient des bruits blancs. L'hypothèse nulle du test sera la présence d'une racine unitaire ou la non stationnarité de la série. Le test de Phillips-Perron fait également une régression de la variable dépendante sur ses retards où une constante est ajoutée. Le nombre de retards a été fixé à deux périodes pour toutes les séries annuelles.

L'**Annexe 5.2** regroupe l'ensemble des résultats des tests de racine unitaire pour chaque variable choisie. L'examen des tests usuels suggère que le produit est intégré d'ordre 1 pour tous les 12 pays étudiés, impliquant la présence d'une racine unitaire dans la dynamique du PIB. Comme attendu, les tests supposent, de façon unanime, la stationnarité des séries en différence première. La croissance annuelle du PIB est alors stationnaire dans les pays latino-américains.

En ce qui concerne les séries des taux d'inflation, les deux tests usuels confirment la présence d'une racine unitaire dans le processus inflationniste, en niveau, au Brésil, au Chili, en Equateur, au Mexique, au Nicaragua, en Uruguay et au Venezuela au seuil de significativité de 1%. Après avoir différencié les séries une fois, les tests indiquent la stationnarité pour tous les taux d'inflation à 5%, voire 1% sauf en Equateur et au Nicaragua où le test *ADF* retient encore l'hypothèse d'une racine unitaire. Dans le cas de la Bolivie, de la République Dominicaine et du

⁶⁷ Le test de Dickey-Fuller Augmenté ajoute des retards au modèle afin de contrôler pour l'autocorrélation, contrairement au test de Dickey-Fuller standard.

⁶⁸ Voir l'**Annexe Technique 5.1** pour la présentation détaillée des tests de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron.

Costa Rica, le test de Phillips-Perrons rejette l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire dans la série du taux d'inflation en niveau à 5% et 1%, alors que le test *ADF* la rejette à seulement 10% (sauf en République Dominicaine où le test *ADF* rejette l'hypothèse nulle à 10%, 5% et 1%). Compte tenu de la robustesse du test de Phillips-Perron par rapport au test *ADF*, on conclura que les taux d'inflation bolivien, costaricien et dominicain sont intégrés d'ordre 0. Quant au taux d'inflation argentin, le test de Phillips-Perron indique une stationnarité de la série à seulement 10% tandis que le test *ADF* rejette cette hypothèse à 1%. Avec les résultats en différence première, on retiendra que le taux d'inflation est intégré d'ordre 1 en Argentine.

Nous retenons l'hypothèse de présence de racine unitaire pour le taux de croissance de la masse monétaire en Argentine, au Brésil, au Chili, au Nicaragua, au Pérou et en Uruguay. La stationnarité des séries en différence première confirme l'intégration d'ordre 1 du taux de croissance monétaire. En revanche, la présence de racine unitaire est rejetée pour la différence première du logarithme de la masse monétaire de la Bolivie, du Costa Rica, de la République Dominicaine, de l'Equateur, du Mexique et du Vénézuéla.

Enfin, tous les deux tests confirment la stationnarité du taux de dévaluation pour l'ensemble des pays de l'étude, à 10%, 5% et 1%.

Les tests de racine unitaire, dans le cadre univarié, ont conclu à la non stationnarité du produit réel et à la stationnarité du taux de dévaluation pour tous les pays. En revanche, les résultats donnés par les deux tests usuels divergent, selon les pays et selon les tests utilisés, concernant le taux d'inflation et la croissance monétaire. Afin d'affiner ces premiers résultats, nous avons re-testé l'ordre d'intégration des séries, en effectuant des tests de non stationnarité des séries dans son ensemble, c'est-à-dire les tests de racines unitaires dans le cadre multivarié.

5.1.2 Les tests de racine unitaire dans le cadre multivarié

Alors que les tests usuels de Dickey-Fuller et de Phillips-Perron testent la non stationnarité de chacune des séries prises individuellement, ceux effectués dans le cadre multivarié permettent de vérifier la stationnarité, ou pas, de l'ensemble des séries choisies. Plus précisément, ces tests multivariés de non stationnarité sont réalisés dans le cadre du modèle à correction d'erreur (*MCE*), estimé par le maximum de vraisemblance, selon la méthodologie développée par Johansen (1988) et par Johansen et Juselius (1990). Cette procédure revient, en effet, à tester s'il existe, ou pas, de variable stationnaire figurant dans l'espace cointégrant. Elle est fondée sur r relations de cointégration supposées existantes pour chaque modèle. Le nombre de relations cointégrantes est déterminé par les tests de la trace et de la valeur propre maximale⁶⁹.

⁶⁹ Voir l'Annexe Technique 5.2 pour plus de détails sur les tests de non cointégration.

L'hypothèse du test sera $H_0 : r = 0$, soit il n'y a pas de relations de cointégration ou de long terme entre les deux variables non stationnaires. Si la statistique est supérieure à la valeur seuil, l'hypothèse H_0 est refusée et on passe au test suivant. Dans le cas contraire, la procédure est arrêtée et le nombre de relations de cointégration est égal à zéro. Les résultats sont présentés dans l'**Annexe 5.3** et indiquent l'existence d'au plus une ou deux relations de cointégration dans les 12 pays d'Amérique latine. Avec les résultats des tests univariés qui indiquent la stationnarité de certaines variables dans les 12 modèles de l'étude, on peut d'ores et déjà constater que ces variables stationnaires pourront être celles appartenant à cet espace cointégrant.

Ainsi, il nous reste à tester quelles sont les variables appartenant à cet espace de cointégration de rang r , et constituant, à elles seules, une relation de cointégration. Par exemple, pour tester si le produit y_t est stationnaire, il suffit de tester, à r relations de cointégration identifiées par les tests de la trace et de la valeur propre maximale, si le vecteur $\beta' = [1 \ 0 \ 0 \ 0]$ fait partie de l'espace cointégrant. On utilisera, par la suite, les statistiques du rapport de vraisemblance (LR) qui suivent asymptotiquement une loi standard du χ^2 à $(q - r)$ degré de liberté, q étant le nombre de restrictions effectuées sur le vecteur cointégrant et égal à 4 dans nos modèles, r étant le nombre de relations cointégrantes supposées existantes dans le modèle. L'hypothèse nulle est rejetée si la statistique LR est supérieure à la valeur seuil.

L'**Annexe 5.4** fournit l'ensemble des statistiques LR , conditionnellement au nombre de relations de cointégration, déterminé au préalable pour chaque pays étudié. Les résultats des tests multivariés sont catégoriques concernant le produit y_t , puisqu'ils rejettent l'hypothèse de stationnarité de la série pour tous les pays de l'échantillon, à rang r donné. Ils rejettent également la stationnarité du taux d'inflation dans tous les pays, sauf la Bolivie et le Costa Rica. La croissance de la masse monétaire est stationnaire seulement en Bolivie et en Equateur, alors que le taux de dévaluation n'est pas stationnaire au Brésil, au Chili, au Mexique, en Uruguay et au Vénézuéla.

Ainsi, la plupart des résultats des tests de non stationnarité, effectués dans le cadre multivarié, sont cohérents avec les résultats des tests de non stationnarité effectués précédemment, dans le cadre univarié (voir le **tableau 5.1** qui récapitule les conclusions faites à partir des deux méthodes de test). Cependant, quelques différences sont à signaler concernant notamment les séries de la croissance monétaire et du taux de dévaluation. Par exemple, en Bolivie ou au Costa Rica, les tests de la trace et de la valeur propre maximale ont détecté deux relations de cointégration, alors que les tests univariés indiquaient la stationnarité pour 3 variables sur 4. Les tests univariés rejettent la non stationnarité seulement pour le taux de dévaluation au Brésil, ce qui implique l'existence d'au moins une relation de cointégration. Ceci n'est pas, cependant, confirmé par les tests de non cointégration avec restrictions. En République

Dominicaine, les tests univariés ont conclu à la stationnarité de 3 variables sur 4, alors que les tests contraints de non cointégration retiennent la présence d'une racine unitaire pour l'ensemble des quatre variables. Ainsi, nous retenons le degré d'intégration des variables obtenus avec les tests univariés (voir colonne 4 **tableau 5.1**).

Pays	Variables	Tests univariés de non stationnarité	Tests multivariés de non stationnarité	Ordre d'intégration retenu	Modèle VAR retenu
Argentine	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta^2 m$
	Δe	I(0)	I(0)	I(0)	Δe
Bolivie	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(0)	I(0)	I(0)	π
	Δm	I(0)	I(0)	I(0)	Δm
	Δe	I(0)	I(0)	I(0)	Δe
Brésil	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta^2 m$
	Δe	I(0)	I(1)	I(0)	Δe
Chili	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta^2 m$
	Δe	I(0)	I(1)	I(0)	Δe
Costa Rica	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(0)	I(0)	I(0)	π
	Δm	I(0)	I(1)	I(0)	Δm
	Δe	I(0)	I(0)	I(0)	Δe
Rép. Dominicaine	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(0)	I(1)	I(0)	π
	Δm	I(0)	I(1)	I(0)	Δm
	Δe	I(0)	I(1)	I(0)	Δe
Equateur	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(0)	I(0)	I(0)	Δm
	Δe	I(0)	I(0)	I(0)	Δe
Mexique	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(0)	I(1)	I(0)	Δm
	Δe	I(0)	I(1)	I(0)	Δe
Nicaragua	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta^2 m$
	Δe	I(0)	I(0)	I(0)	Δe

Tableau 5.1 : Le récapitulatif des tests de racine unitaire

Pays	Variables	Tests univariés de non stationarité	Tests multivariés de non stationarité	Ordre d'intégration retenu	Modèle VAR retenu
Pérou	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta^2 m$
	Δe	I(0)	I(0)	I(0)	Δe
Uruguay	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta^2 m$
	Δe	I(0)	I(1)	I(0)	Δe
Vénézuéla	y	I(1)	I(1)	I(1)	Δy
	π	I(1)	I(1)	I(1)	$\Delta \pi$
	Δm	I(0)	I(1)	I(0)	Δm
	Δe	I(0)	I(1)	I(0)	Δe

Tableau 5.1 : Le récapitulatif des tests de racine unitaire (suite)

Au total, nous sommes amenées à estimer trois types de modèles VAR en différence première pour les 12 pays latino-américains (voir colonne 5 tableau 6.4). Les variables endogènes sont donc :

- la croissance du PIB noté Δy_t ,
- la série, en différence première, d'inflation, noté $\Delta \pi_t$, sauf en Bolivie, au Costa Rica et en République Dominicaine où le taux d'inflation est stationnaire,
- le taux de croissance de la masse monétaire, noté Δm_t , ou la variation du taux de croissance monétaire, noté $\Delta^2 m_t$ dans certains pays où Δm_t est intégré d'ordre un,
- le taux de dévaluation (Δe_t).

Soit un système VAR à taux d'inflation non stationnaire pour l'Argentine, le Brésil, le Chili, l'Equateur, le Mexique, le Nicaragua, le Pérou, l'Uruguay et le Vénézuéla ou un système VAR à taux d'inflation stationnaire pour la Bolivie, le Costa Rica et la République Dominicaine :

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta m_t \text{ ou } \Delta^2 m_t \\ \Delta e_t \end{pmatrix} \text{ ou } X_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \\ \Delta m_t \\ \Delta e_t \end{pmatrix}$$

Il nous reste maintenant à déterminer l'ordre du modèle.

5.1.3 L'ordre du modèle : le choix des retards

Le choix de l'ordre du modèle repose sur un critère statistique, par exemple le critère d'information d'Akaike (*AIC*), de Schwartz (*SC*) ou de Hannan-Quinn (*HQ*). La procédure de

sélection consiste à estimer tous les modèles VAR pour un ordre allant de 0 à h (h étant le retard maximum admissible par la théorie économique ou par les données disponibles). Soit p le nombre de retards choisi, les critères d'information sont calculés de la manière suivante :

- $SC(p) = n(1 + \log 2\Pi) + \log|\hat{\Sigma}| + \frac{n^2 p \log T}{T}$
- $AIC(p) = n(1 + \log 2\Pi) + \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2n^2 p}{T}$
- $HQ(p) = n(1 + \log 2\Pi) + \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2\log(\log(T))}{T}$

avec $\hat{\Sigma}$ désignant la matrice des variances covariances des résidus estimée du modèle, n le nombre des variables endogènes, T le nombre d'observations.

Le retard p qui minimise les critères d'information sera retenu. L'**Annexe 5.5** présente ainsi les résultats pour 12 modèles VAR latino-américains. La plupart des critères conduisent à choisir d'un ou deux retards, ce qui semble raisonnable compte tenu du faible nombre d'observations.

L'ordre du système étant défini, on pourrait ainsi passer à l'étape suivante : estimer le modèle VAR et identifier les chocs structurels du modèle.

5.2 L'identification des chocs de désinflation et le calcul des ratios sacrifice

Le calcul du ratio de sacrifice nécessite avant tout l'identification des fonctions de réponse du produit et du taux d'inflation aux chocs structurels et par conséquent, la détermination des chocs de politique de désinflation au sein d'un VAR structurel.

5.2.1 La détermination des chocs structurels : du modèle VAR canonique au modèle VAR structurel

Après la caractérisation des séries et le choix de l'ordre du modèle, nous pouvons dès lors estimer les 12 modèles VAR canoniques. Nous partons d'un modèle VAR réduit suivant :

$$X_t = c + \sum_{h=1}^p A_h X_{t-h} + u_t \quad (5.1)$$

avec p désignant l'ordre du modèle, c le vecteur $(n \times 1)$ des constantes, A_h le polynôme des retards. u_t est un bruit blanc de matrice variance – covariance Σ . A chaque date t , les innovations non prévisibles u_t sont estimées simplement comme les résidus des régressions correspondant à l'estimation, équation par équation, du modèle VAR.

Puisque le vecteur des innovations u_t n'ont aucune interprétation économique et le but est d'identifier l'impact d'un choc de politique désinflationniste sur les trajectoires du produit et du taux d'inflation ou les prix dans certains cas, on est amené à utiliser la forme structurelle du modèle, obtenue à partir de l'écriture moyenne mobile :

$$Z_t = X_t - \mu = D(L)\varepsilon_t = \sum_{h=0}^{\infty} D_h \varepsilon_{t-h} \quad (5.2)$$

où Z_t est le nouveau processus défini par l'écart des séries par rapport à ses constantes, μ la moyenne du processus et ε_t est le vecteur des innovations structurelles de matrice variance – covariance Ω ⁷⁰. La matrice D_h représentent les fonctions d'impulsion de quatre impulsions structurelles sur les éléments de X_t tels que :

$$Z_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta m_t - \mu \text{ ou } \Delta^2 m_t - \mu \\ \Delta e_t - \mu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) & D_{13}(L) & D_{14}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) & D_{23}(L) & D_{24}(L) \\ D_{31}(L) & D_{32}(L) & D_{33}(L) & D_{34}(L) \\ D_{41}(L) & D_{42}(L) & D_{43}(L) & D_{44}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix}$$

$$= \sum_h L^h \begin{pmatrix} d_{11}^h & d_{12}^h & d_{13}^h & d_{14}^h \\ d_{21}^h & d_{22}^h & d_{23}^h & d_{24}^h \\ d_{31}^h & d_{32}^h & d_{33}^h & d_{34}^h \\ d_{41}^h & d_{42}^h & d_{43}^h & d_{44}^h \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix}$$

avec ε_t^y étant le choc d'offre agrégée, ε_t^d le choc de demande privée, ε_t^m le choc de politique monétaire et ε_t^e le choc de politique de change. On peut, en effet, remarquer que le choc de demande agrégée définie par Blanchard et Qhah (1989) est ainsi décomposé en trois composantes individuelles monétaire et non monétaires : le choc de demande privée, le choc de politique monétaire et le choc de politique de change⁷¹.

Les chocs structurels étant non observables, quelques hypothèses sont nécessaires pour obtenir l'estimation des effets de tels chocs sur les trajectoires du produit et du taux d'inflation :

- Les chocs structurels ne sont pas autocorrélés et ont une variance unitaire telle que $\Omega = I$ où I est la matrice identité.
- Le vecteur des innovations u_t est une combinaison linéaire du vecteur des innovations structurelles de la même date, les deux vecteurs étant liés alors par une matrice de passage qui contient n^2 paramètres inconnus.

⁷⁰ La transformation du processus par rapport à sa constante, ainsi que le passage du modèle VAR canonique en modèle VAR structurel sont présentés dans l'**Annexe Technique 5.3**.

⁷¹ Blanchard et Quah (1989) ont identifié, dans le cadre d'un modèle VAR à deux variables, le produit et l'inflation, deux chocs structurels : le choc d'offre agrégée (*Aggregated Supply Shock*) et le choc de demande agrégée (*Aggregated Demand Shock*). La distinction entre les chocs de demande réelle (non monétaires) et monétaires sera l'objet de discussion dans la section suivante.

- L'identification des chocs se limite à déterminer les éléments de la matrice de passage et donc, des valeurs de $n(n-1)/2$ paramètres (avec n le nombre de variables endogènes du modèle) pour pouvoir estimer l'ensemble des paramètres du modèle VAR structurel⁷². Cette étape s'avère assez délicate puisqu'on doit recourir à la théorie économique pour imposer les contraintes structurelles. Nécessaires à l'identification du modèle, elles ne peuvent être testées puisqu'elles sont imposées *à priori*.

L'estimation du modèle VAR structurel à quatre variables et l'identification des chocs nécessiteront ainsi l'imposition de six contraintes structurelles supplémentaires *à priori*. Il existe deux types de contraintes : *des contraintes structurelles de court terme* et *celles de long terme*. Les premières contraintes structurelles, choisies *à priori*, sont de type Blanchard-Qhah (1989), soit des contraintes de long terme. En effet, ils considèrent que certains chocs doivent avoir des effets nuls à long terme sur certaines variables, et que seuls les chocs d'offre agrégée ont un effet permanent sur le niveau du produit. Ceci signifie que respectivement, les chocs de demande privée, les chocs du taux de change et les chocs monétaires n'ont pas d'effet à long terme sur le niveau du produit. En d'autres termes, l'effet multiplicateur cumulé de long terme d'un choc de demande nominal, monétaire et de change sur le produit est nul. Le PIB étant la première série choisie et le choc d'offre ε_t^y la première impulsion structurelle, les trois premières contraintes seront ainsi de long terme et cette absence d'effet permanent sur le produit des facteurs nominaux se traduira par la nullité des coefficients de la représentation moyenne mobile du VAR structurel correspondant à :

$$D_{12}(1) = D_{13}(1) = D_{14}(1) = 0$$

Pour terminer notre identification, nous avons besoin d'imposer encore trois restrictions supplémentaires. Pour cela, nous avons recouru à la méthode d'identification de Gali (1992) et à des restrictions de court terme, qui traduisent l'absence d'effet instantané d'un choc structurel sur une variable. Cela implique la nullité de certains coefficients dans la matrice de passage (voir **Annexe Technique 5.3**). Les contraintes de court terme sont souvent sujettes à des controverses. Cependant, on peut considérer qu'elles peuvent se justifier par l'existence de coûts d'ajustement (existence des rigidités technologiques et organisationnelles, asymétrie d'information notamment) ou de délais de transmission. Ainsi, compte tenu des délais de transmission entre la sphère monétaire et la sphère réelle, il convient de rejeter la possibilité d'un effet instantané d'un choc de nature monétaire et d'un choc de taux de change sur le produit, ce qui signifie :

$$D_{13}(0) = D_{14}(0) = 0$$

La dernière restriction concerne la réaction des autorités monétaires face au choc du taux de change. Compte tenu du fait que la Banque Centrale a tendance à agir immédiatement aux

⁷² L'**Annexe Technique 5.3** fournit plus de détails sur l'identification des restrictions du modèle VAR structurel.

changements de l'offre et de la demande, et qu'elle tarde à répondre aux variations du taux de change, l'impact du choc du taux de change sur l'offre de monnaie est donc retardé. Par conséquent, le choc du change n'a pas d'impact instantané sur la croissance monétaire, alors :

$$D_{34}(0) = 0$$

Au total, le modèle VAR structurel sera estimé à partir de 6 restrictions supplémentaires, dont trois à long terme et trois à court terme. La forme de court terme s'écrira :

$$Z_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta m_t - \mu \text{ ou } \Delta^2 m_t - \mu \\ \Delta e_t - \mu \end{pmatrix} = D(0) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(0) & D_{12}(0) & 0 & 0 \\ D_{21}(0) & D_{22}(0) & D_{23}(0) & D_{24}(0) \\ D_{13}(0) & D_{32}(0) & D_{33}(0) & 0 \\ D_{41}(0) & D_{42}(0) & D_{43}(0) & D_{44}(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix}$$

Et sa forme de long terme s'écrit :

$$Z_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta m_t - \mu \text{ ou } \Delta^2 m_t - \mu \\ \Delta e_t - \mu \end{pmatrix} = D(1) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(1) & 0 & 0 & 0 \\ D_{21}(1) & D_{22}(1) & D_{23}(1) & D_{24}(1) \\ D_{13}(1) & D_{32}(1) & D_{33}(1) & D_{34}(1) \\ D_{41}(1) & D_{42}(1) & D_{43}(1) & D_{44}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix}$$

L'estimation du modèle VAR canonique et l'imposition des restrictions supplémentaires nous permettront de connaître les coefficients de la matrice de passage, ainsi que ceux de la matrice de restrictions de long terme. Ceci nous permet, ensuite, de calculer les fonctions de réponse du produit et du taux d'inflation aux chocs de politique de change ou politique monétaire, l'un des principaux outils d'analyse de la modélisation VAR structurel et pour le calcul du ratio de sacrifice.

5.2.2 La détermination des coûts de la désinflation : fonctions de réponse et ratio de sacrifice

Dans le cadre du modèle VAR structurel, l'interprétation des coûts de la désinflation peut passer par l'analyse des sources d'impulsion des fluctuations économiques et la mise en évidence de la contribution des chocs de politique de change ou politique monétaire sur l'évolution des prix et de l'activité. Dans cette lignée, on peut assimiler un choc négatif du taux de change à une politique de désinflation basée sur la réduction du taux de dévaluation et un choc monétaire négatif à une politique de resserrement de la masse monétaire. Ainsi, les ratios de sacrifice peuvent être estimés à partir des fonctions de réponse, qui décrivent la réaction du produit et du taux d'inflation suite à un choc de change ou de monnaie négatif ou positif. Ces fonctions de réponse correspondent aux coefficients estimés du polynôme des retards de la représentation en moyenne mobile $D(L)$ (voir équation 6.2). Par définition, le ratio de sacrifice est le rapport entre les pertes cumulées du produit total d'un choc de politique désinflationniste et l'impact

permanent de ce choc sur le taux d'inflation. Il faut, cependant, noter que cette définition traditionnelle du ratio de sacrifice ne concerne que l'analyse dans le cadre d'un modèle VAR à inflation non stationnaire, c'est-à-dire les spécifications du taux d'inflation en différence première. Ce concept n'aura plus de sens s'il s'agit des spécifications à taux d'inflation stationnaire, comme dans le cas des modèles bolivien, costaricien et dominicain. Dans ces trois cas, nous avons besoin d'une autre définition du ratio de sacrifice. Nous présentons ainsi, dans cette partie, deux interprétations des coûts de la désinflation : l'une pour le modèle traditionnel à inflation non stationnaire, l'autre avec le modèle à inflation stationnaire.

5.2.2.1 Modèle VAR à inflation non stationnaire

Pour l'Argentine, le Brésil, le Chili, l'Equateur, le Mexique, le Pérou, l'Uruguay et le Venezuela, la conclusion de l'intégration d'ordre un du produit et du taux d'inflation accrédite la définition traditionnelle retenue du ratio de sacrifice, ce dernier étant défini comme la perte cumulée, en terme de production, suite à une baisse permanente du taux d'inflation. Dans le cadre du VAR structurel, le numérateur du ratio de sacrifice sera la perte cumulée totale d'un choc de politique de désinflation sur le niveau du produit, alors que le dénominateur sera l'effet cumulé de ce même choc sur le niveau du taux d'inflation. Ainsi, pour que ce dénominateur ne soit pas nul, il est nécessaire que les déviations du taux d'inflation, par rapport à son niveau initial, puissent être permanentes, et pas simplement de façon instantanée. De même, le choix de la contrainte d'identification de long terme suppose la non stationnarité du produit en niveau, puisque le choc d'offre agrégé est supposé le seul choc à influencer, de façon permanente, sur le produit. L'analyse théorique suppose ainsi ce que confirment les tests empiriques : le produit et le taux d'inflation ont une racine unitaire.

Ainsi, en partant d'un VAR structurel à quatre variables, on a :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta y = \mu + d_{11}(L)\varepsilon_{t-h}^y + d_{12}(L)\varepsilon_{t-h}^\pi + d_{13}(L)\varepsilon_{t-h}^m + d_{14}(L)\varepsilon_{t-h}^e \\ \quad = \mu + \sum_{h=0}^{\infty} d_{11}^h \varepsilon_{t-h}^y + \sum_{h=0}^{\infty} d_{12}^h \varepsilon_{t-h}^\pi + \sum_{h=0}^{\infty} d_{13}^h \varepsilon_{t-h}^m + \sum_{h=0}^{\infty} d_{14}^h \varepsilon_{t-h}^e \\ \Delta \pi = \mu + d_{21}(L)\varepsilon_{t-h}^y + d_{22}(L)\varepsilon_{t-h}^\pi + d_{23}(L)\varepsilon_{t-h}^m + d_{24}(L)\varepsilon_{t-h}^e \\ \quad = \mu + \sum_{h=0}^{\infty} d_{21}^h \varepsilon_{t-h}^y + \sum_{h=0}^{\infty} d_{22}^h \varepsilon_{t-h}^\pi + \sum_{h=0}^{\infty} d_{23}^h \varepsilon_{t-h}^m + \sum_{h=0}^{\infty} d_{24}^h \varepsilon_{t-h}^e \end{array} \right.$$

$d_{11}(L)$, $d_{12}(L)$, $d_{13}(L)$, $d_{14}(L)$ représentent respectivement les effets sur la croissance du produit des chocs d'offre agrégée, des chocs de demande privée, des chocs de politique monétaire et des chocs de politique de change.

$d_{21}(L)$, $d_{22}(L)$, $d_{23}(L)$, $d_{24}(L)$ représentent respectivement les effets sur la variation du taux d'inflation des chocs d'offre agrégée, des chocs de demande privée, des chocs de politique monétaire et des chocs de politique de change.

Ainsi, dans ce modèle, le ratio de sacrifice est la résultante, soit des chocs de politique de change, soit des chocs monétaires sur le produit et le taux d'inflation. Appliquant la méthode de Cecchetti et Rich (1999, 2001), on obtiendra deux ratios de sacrifice, l'un représente les coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, l'autre représente ceux issus de la désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie.

- **Les coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change**

Le ratio de sacrifice, à l'horizon τ_e , correspond, par définition, au rapport entre les pertes cumulées du produit entre les périodes t et $t + \tau_e$, suite au choc de politique de change survenu en t , et la variation du taux d'inflation entre la date t et l'horizon τ_e , τ_e étant la période à partir de laquelle les chocs de politique de change n'ont plus d'impact sur le produit. L'évolution du produit, de la date t à la date $t + \tau_e$, est présentée dans le **graphique 5.1**.

En effet, d'après la forme structurelle du modèle VAR, suite à un choc de politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ou à une réduction du taux de dévaluation en l'occurrence, le produit varie de d_{14}^0 , en t , à $\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{14}^h$, après τ_e périodes. La perte cumulative du produit est la somme des pertes depuis la date t à la date $t + \tau_e$, alors que le taux d'inflation diminue de d_{24}^0 , en t , à $\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{24}^h$, après τ_e périodes.

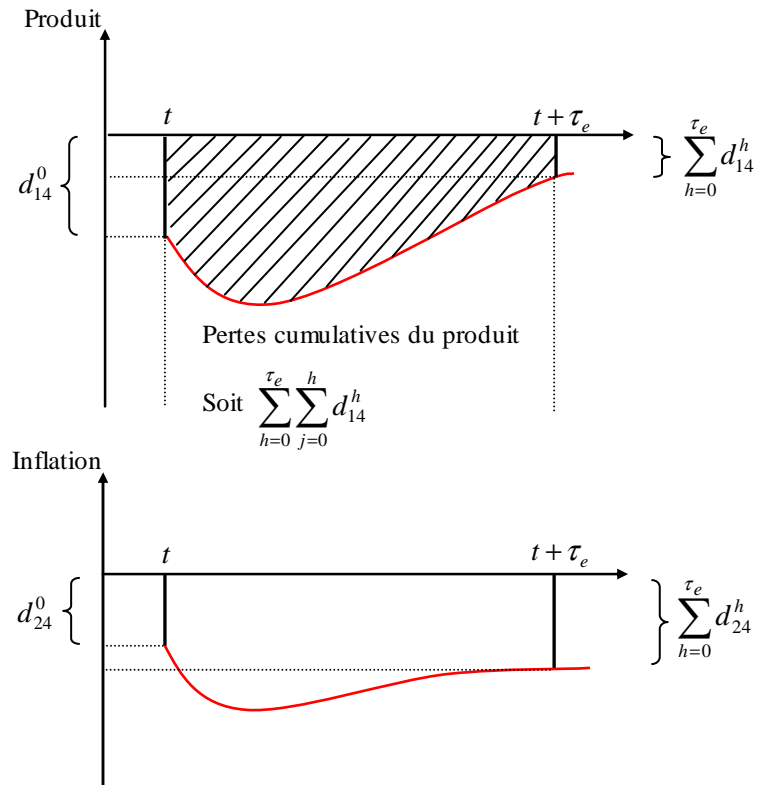
Ainsi, le numérateur du ratio de sacrifice s'écrira :

$$\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^e} = \sum_{h=0}^0 d_{14}^h + \sum_{h=0}^1 d_{14}^h + \dots + \sum_{h=0}^{\tau_e} d_{14}^h$$

La variation de l'inflation est :
$$\frac{\partial \pi_{t+\tau_e}}{\partial \varepsilon_t^e} = \sum_{h=0}^{\tau_e} d_{24}^h$$

Au total, les coûts de la désinflation issue d'un ancrage nominal du taux de change sont mesurés par le ratio de sacrifice suivant :

$$RS_e(\tau_e) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^e}}{\frac{\partial \pi_{t+\tau_e}}{\partial \varepsilon_t^e}} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_e} \sum_{j=0}^h d_{14}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{24}^h}$$



Source: Cecchetti et Rich (2001)

Graphique 5.1 : Les réactions du produit et de l'inflation au choc de politique de change

- **Les coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie**

De même, suite à un choc de politique monétaire restrictive, le produit devrait varier de d_{13}^0 , en t , et $\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{13}^h$, après τ_m périodes, τ_m étant le nombre de période d'effectivité de la politique monétaire sur le produit. Les pertes cumulatives du produit est la somme des pertes depuis t à $t + \tau_m$, alors que le taux d'inflation diminue de d_{23}^0 , en t , à $\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h$, après τ_m , périodes. Ainsi, le ratio de sacrifice est le rapport entre les pertes cumulatives du produit et la variation de l'inflation après τ_m périodes, soit le ratio de sacrifice suivant :

$$RS_m(\tau_m) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_m} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^m}}{\frac{\partial \pi_{t+\tau_m}}{\partial \varepsilon_t^m}} = \frac{\sum_{h=0}^0 d_{13}^h + (\sum_{h=0}^1 d_{13}^h) + \dots + (\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{13}^h)}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_m} \sum_{j=0}^h d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h}$$

Cette définition statistique concorde parfaitement à la définition théorique du ratio de sacrifice. Il est bien égal aux effets cumulés sur le niveau du produit d'un choc de politique monétaire, qui réduirait le taux d'inflation de un point de pourcentage entre les dates t et $t + \tau_e$, ou $t + \tau_m$. Ainsi, cette définition suppose que les séries produit et inflation ont une racine unitaire, ce qui est le cas de nos 9 des 12 pays étudiés. Ce concept de ratio de sacrifice de Cecchetti et Rich (1999, 2001) se basant sur un modèle VAR structurel et sur l'hypothèse de la non stationnarité des séries de l'inflation n'a plus de sens lorsqu'on travaille avec un modèle à inflation stationnaire comme le cas de la Bolivie, du Costa Rica et de la République Dominicaine.

5.2.2.2 Modèle VAR à inflation stationnaire

La non stationnarité de la série d'inflation de la Bolivie, du Costa Rica et de la République Dominicaine, et par conséquent, le choix d'une spécification VAR comportant de la série du produit, en différence, et du taux d'inflation, en niveau, conduisent à reformuler l'interprétation des coûts de la désinflation. En effet, avec un taux d'inflation stationnaire, la définition statistique du ratio de sacrifice supposée par Cecchetti (1994) n'a plus de sens dans la mesure où son dénominateur, qui reflète la baisse permanente du taux d'inflation, n'existe plus.

En effet, comme on l'a bien souligné, seule une inflation non stationnaire permet une baisse durable du taux d'inflation. Ces baisses permanentes du taux d'inflation ne sont plus possibles lorsque ce dernier est stationnaire, étant donné qu'il retourne à sa valeur initiale après une période de temps donnée. La seule réponse permanente que l'on dispose, dans le cadre de l'étude des fonctions de réponse, est celle de l'indice des prix à la consommation. Malgré tout cela, nous pouvons toujours construire un ratio de sacrifice en nous basant sur l'ensemble des déviations temporaires de l'inflation. Pour Garrati (2005), les variations temporaires du taux d'inflation sont intéressantes, dans la mesure où une période de désinflation peut être interprétée comme un retour plus ou moins rapide du taux d'inflation vers sa valeur d'équilibre initial, et non plus comme une période de baisse permanente de ce dernier dans le cadre d'un modèle VAR à inflation non stationnaire. En effet, dans le cas d'une augmentation de l'inflation suite à un choc macroéconomique négatif, une politique de désinflation active de la part des autorités monétaires peut permettre un retour rapide du taux d'inflation vers sa valeur d'équilibre. Au contraire, lorsqu'il n'y a pas d'intervention de la Banque Centrale, l'ajustement du taux d'inflation peut prendre du temps et le retour à l'équilibre peut se dérouler à un rythme plus lent. De plus, si la politique de désinflation est active et assure rapidement le retour du taux d'inflation vers sa valeur d'équilibre, elle peut réduire l'écart entre l'évolution actuelle et tendancielle des prix, ce qui réduit la volatilité et l'incertitude par rapport aux situations futures. Ainsi, dans le cadre d'une

inflation stationnaire, la désinflation n'est plus interprétée comme une période de baisse permanente du taux d'inflation, mais plutôt une période de maintien du taux d'inflation autour de sa valeur d'équilibre ou une période de réduction de l'incertitude sur les prix de long terme.

Ainsi, le ratio de sacrifice peut être considéré comme les prix à payer, en termes de variation de la production, d'un retour de l'inflation à son niveau d'équilibre de long terme, soit le rapport entre la somme des déviations cumulées de la production et la somme des déviations temporaires de l'inflation⁷³. Pour la Bolivie, le Costa Rica et la République Dominicaine, le modèle VAR structurel s'écrit sous la forme suivante :

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta y = \mu + d_{11}(L)\varepsilon_{t-h}^y + d_{12}(L)\varepsilon_{t-h}^\pi + d_{13}(L)\varepsilon_{t-h}^m + d_{14}(L)\varepsilon_{t-h}^e \\ \quad = \mu + \sum_{h=0}^{\infty} d_{11}^h \varepsilon_{t-h}^y + \sum_{h=0}^{\infty} d_{12}^h \varepsilon_{t-h}^\pi + \sum_{h=0}^{\infty} d_{13}^h \varepsilon_{t-h}^m + \sum_{h=0}^{\infty} d_{14}^h \varepsilon_{t-h}^e \\ \pi = \mu + d_{21}(L)\varepsilon_{t-h}^y + d_{22}(L)\varepsilon_{t-h}^\pi + d_{23}(L)\varepsilon_{t-h}^m + d_{24}(L)\varepsilon_{t-h}^e \\ \quad = \mu + \sum_{h=0}^{\infty} d_{21}^h \varepsilon_{t-h}^y + \sum_{h=0}^{\infty} d_{22}^h \varepsilon_{t-h}^\pi + \sum_{h=0}^{\infty} d_{23}^h \varepsilon_{t-h}^m + \sum_{h=0}^{\infty} d_{24}^h \varepsilon_{t-h}^e \end{array} \right.$$

$d_{11}(L)$, $d_{12}(L)$, $d_{13}(L)$, $d_{14}(L)$ représentent respectivement les effets sur la croissance du produit des chocs d'offre agrégée, des chocs de demande privée, des chocs de politique monétaire et des chocs de politique de change.

$d_{21}(L)$, $d_{22}(L)$, $d_{23}(L)$, $d_{24}(L)$ représentent respectivement les effets sur le **niveau de l'inflation** (ou la **variation des prix**), des chocs d'offre agrégée, des chocs de demande privée, des chocs de politique monétaire et des chocs de politique de change.

Les gains, en termes de réduction de l'inflation, correspondent à la surface entre le trend de l'inflation et le sentier d'ajustement suite au choc de politique monétaire, soit la surface comprise entre l'axe des abscisses et la fonction de réponse qui décrit les réactions cumulées de l'inflation (ou des prix) suite au choc de politique monétaire survenue en t . Ils correspondent à la somme des variations de l'inflation entre les dates t et $t + \tau_e$ ou $t + \tau_m$, τ_e et τ_m étant la date à partir de laquelle le choc de politique de change ou le choc monétaire n'ont plus d'impact sur l'activité.

- **Les coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change**

Le dénominateur du ratio de sacrifice est défini par l'ensemble des déviations temporaires de l'inflation et s'écrit donc :

⁷³ Pour Garatti (2005), l'absence de baisse permanente de l'inflation et la réinterprétation du dénominateur du ratio de sacrifice font que son numérateur soit également sujet à des changements. Selon lui, une politique active de la désinflation visant à maintenir l'inflation autour de son niveau d'équilibre va également entraîner une fluctuation de la production autour de sa valeur d'équilibre. Le ratio de sacrifice ne s'interprétera plus comme les pertes liées à une baisse permanente de l'inflation, mais comme le rapport entre la volatilité de la production et la volatilité des prix.

$$\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial \pi_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^\pi} = \sum_{h=0}^{\tau_e} d_{24}^h$$

Les coûts d'une telle intervention des autorités monétaires seront représentés par la somme des déviations de la croissance, suite au choc de politique de change et pendant la période d'effectivité de cette politique de désinflation, c'est-à-dire entre t et $t + \tau_e$. Le numérateur du ratio de sacrifice désigne donc l'ensemble des variations de la production :

$$\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^e} = \sum_{h=0}^{\tau_e} \sum_{j=0}^h \frac{\partial \Delta y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^e} = \sum_{h=0}^0 d_{14}^h + \sum_{h=0}^1 d_{14}^h + \dots + \sum_{h=0}^{\tau_e} d_{14}^h = \sum_{h=0}^{\tau_e} \sum_{j=0}^h d_{14}^h$$

Le ratio de sacrifice, dans le cadre d'un VAR à inflation stationnaire, est donc le rapport entre l'ensemble des déviations de la production et la variation totale de l'inflation, suite au choc du taux de change et durant la période d'effectivité de la politique désinflationniste sur l'activité :

$$RS_e(\tau_e) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^\pi}}{\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial \pi_{t+\tau_e}}{\partial \varepsilon_t^\pi}} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_e} \sum_{j=0}^h d_{14}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{24}^h}$$

- **Les coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie**

De même, les coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie sont décrits par le ratio de sacrifice, défini comme le rapport entre les variations cumulées de la production et les variations totales de l'inflation durant τ_m périodes d'effectivité de la politique de resserrement monétaire, soit :

$$RS_m(\tau_m) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_m} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^m}}{\sum_{j=0}^{\tau_m} \frac{\partial \pi_{t+\tau_m}}{\partial \varepsilon_t^m}} = \frac{\sum_{h=0}^0 d_{13}^h + (\sum_{h=0}^1 d_{13}^h) + \dots + (\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{13}^h)}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_m} \sum_{j=0}^h d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h}$$

Ainsi, même si les critères ne sont pas les mêmes par rapport à la définition classique du ratio de sacrifice, on retrouve ici des coûts liés aux politiques de désinflation de la Banque Centrale. Qu'avec une série d'inflation stationnaire ou pas, grâce à la modélisation VAR structurel à quatre variables, nous sommes en mesure de déterminer simultanément les coûts réels à payer pour réduire le taux d'inflation de un point, via des changements dans la conduite de politique de change ou de monnaie, deux instruments les plus utilisés par les Banques Centrales latino-américaines pendant de nombreuses années. Le choix de l'ancrage nominal, le degré de son efficacité, en matière de réduction de l'inflation, et son impact sur l'activité économique, pourrait donc se baser, théoriquement, sur la comparaison des ratios de sacrifice calculés à partir des

fonctions de réponse du produit et du taux d'inflation suite aux différents chocs de désinflation (par le taux de change ou par la monnaie). Mais cette méthode est-elle suffisamment fiable pour donner une indication précise ?

5.3 L'estimation et les résultats des coûts de la désinflation

Nous commentons, à présent, les résultats des modèles VAR structurels estimés, en proposant, tout d'abord, d'analyser les effets cumulés des politiques de désinflation sur les deux principales variables nécessaires pour le calcul du ratio de sacrifice que sont la croissance du PIB et le taux d'inflation. Nous présentons, ensuite, les différents résultats concernant la période d'effectivité de la politique de désinflation sur l'activité. Enfin, nous discuterons des résultats des ratios de sacrifice, leur pouvoir indicatif dans le choix de l'ancrage nominal des autorités publiques en Amérique latine, et mettrons en lumière des limites quant à l'utilisation du VAR structurel comme méthode d'estimation des coûts de la désinflation.

5.3.1 Choc du taux de change et désinflation : existe-il un « *puzzle latino-américain* » ?

L'une des étapes du calcul du ratio de sacrifice passe par la détermination des fonctions de réponse de l'activité et du taux d'inflation aux changements de politiques des autorités monétaires, soit à partir d'une réduction du taux de dévaluation (stabilisation basée sur l'ancrage nominal par le taux de change), soit à partir d'une restriction de la masse monétaire (stabilisation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie). Dans un premier temps, nous commenterons les fluctuations résultant d'une politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Nous les comparerons ensuite avec la deuxième stratégie : la désinflation par le ciblage monétaire.

Les principales fonctions de réponse, du produit et du taux d'inflation (ou l'indice générale des prix dans les modèles à inflation stationnaire) au choc négatif du taux de change sont présentées dans les **graphiques 5.2** et **5.3**. L'examen de ces résultats révèle une parfaite identification des impulsions structurelles dans la plupart des pays, mais avec un schéma de réactions du produit et de l'inflation (ou des prix) parfois non conforme à la théorie macroéconomique.

5.3.1.1 La politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change est parfaitement identifiée...

Dans notre modèle VAR à quatre variables, les chocs du taux de change, assimilés aux chocs de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, ont été bien identifiés pour les 12 pays de l'étude (voir l'**Annexe 5.6**⁷⁴). L'effet initial est significativement négatif. Le choc de change négatif correspond bien à une réduction du taux de dévaluation du change nominal et entraîne une appréciation de la monnaie nationale par rapport à la devise américaine (effet cumulé en niveau du taux de dévaluation). On remarque cependant deux exceptions en Bolivie et au Costa Rica où la monnaie locale s'est dépréciée temporairement contre la devise américaine. La présence des « *exchange rate puzzles* »⁷⁵ temporaires (dépréciation au lieu d'appréciation) disparaît au bout respectivement de trois et deux périodes pour laisser place à l'appréciation du change à long terme.

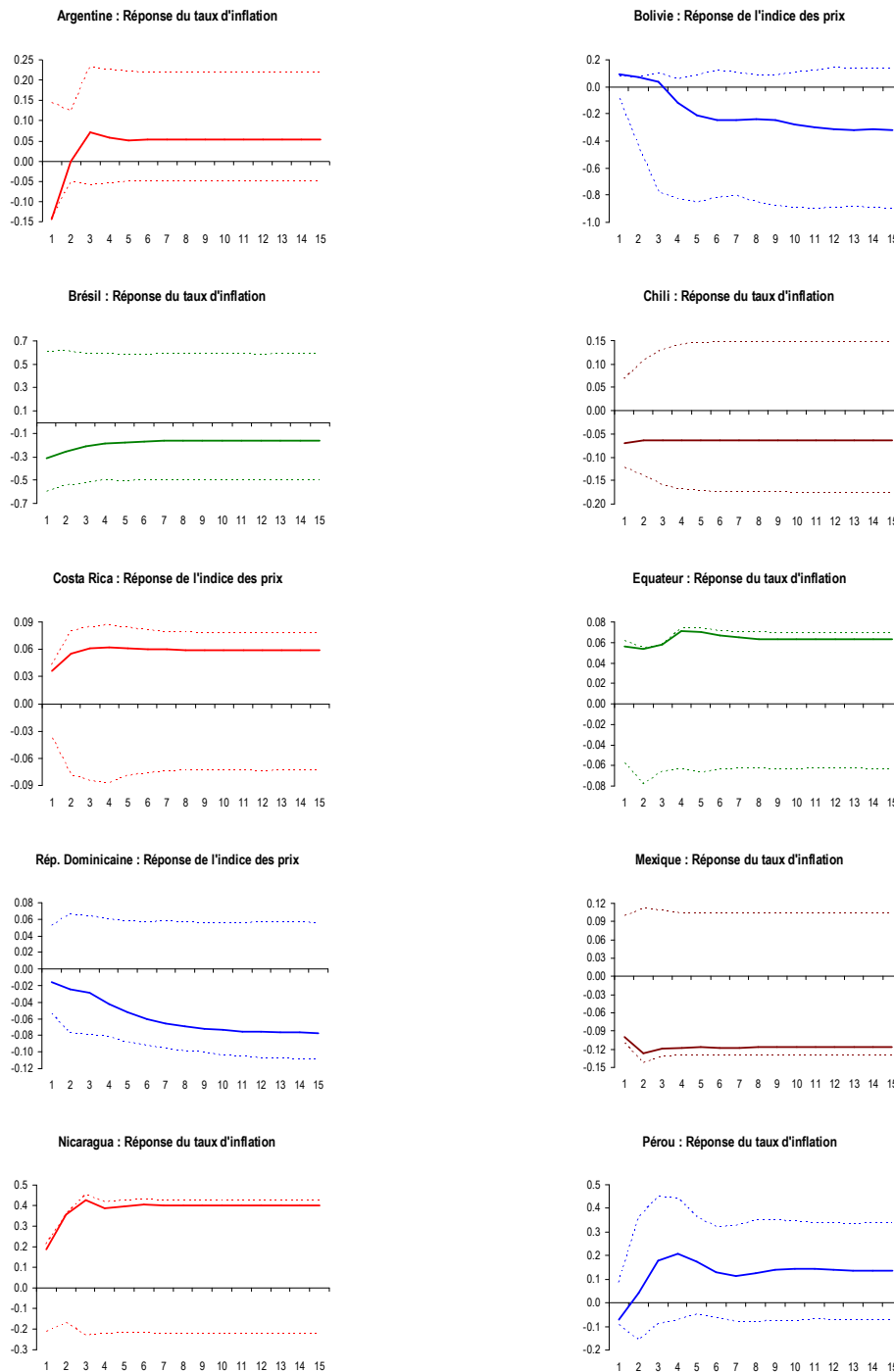
5.3.1.2 ...mais avec la présence des « *price puzzles* »

Si dans la plupart des modèles latino-américains, le choc de change négatif assimilé à une réduction du taux de dévaluation entraîne bien une appréciation du taux de change, son impact sur le taux d'inflation ou l'indice général des prix est beaucoup plus hétérogène. Théoriquement, un choc de change négatif, soit une réduction du taux de dévaluation, devrait être associé à une baisse du taux d'inflation ou des prix. Or, les résultats obtenus sont partagés entre baisses et hausses, avec le degré de significativité variable selon les pays (voir **graphique 5.2**). Dans le cadre de nos modèles VAR à quatre variables, l'allure attendue des fonctions de réponse du taux d'inflation, au choc de change négatif, n'est observée qu'au Brésil, au Chili, en République Dominicaine et au Mexique. Une politique de réduction du taux de dévaluation y permettrait de réduire l'inflation dès la première année et de façon permanente. Les réactions du taux d'inflation et des prix dans les autres pays sont, en revanche, plus hétérogènes. En Bolivie, l'indice général des prix a augmenté à la première période puis commencé à diminuer de façon permanente à partir de la deuxième. En Argentine ou au Pérou, une baisse temporaire de l'inflation a été observée avant une hausse permanente à partir respectivement de la troisième et deuxième année. Quant au Costa Rica, à l'Equateur, au Nicaragua, à l'Uruguay et au Vénézuéla, les réactions de l'indice des prix ou du taux d'inflation ont été identiques, tous affichant un accroissement

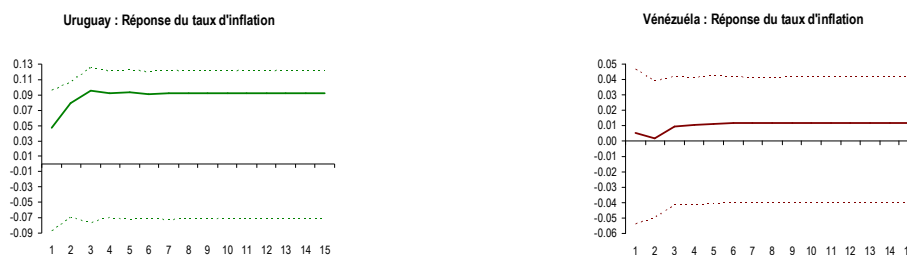
⁷⁴ Nous nous intéressons principalement ici les réactions de la production et de l'inflation (ou des prix) aux différents chocs de désinflation. Par conséquent, les fonctions de réponse du taux de change et de la masse monétaire aux chocs de change et aux chocs monétaires seront, désormais, reportées dans l'**Annexe 5.6**.

⁷⁵ L'expression pour exprimer une réponse contraire d'une variable par rapport à celle supposée par la théorie macroéconomique.

permanent à la suite d'une réduction du taux de dévaluation. Les résultats montrent ainsi la présence des « *price-puzzles* » significatifs et persistants dans 8 des 12 pays de l'échantillon.



Graphique 5.2 : Les réactions de l'inflation ou des prix au choc négatif du taux de change en Amérique latine (suite)



Graphique 5.2 : Les réactions de l'inflation ou des prix au choc négatif du taux de change en Amérique latine (suite)

Ainsi, l'utilisation du taux de change comme instrument désinflationniste semble provoquer des effets contraires dans la plupart des pays latino-américains. Cependant, que les résultats soient favorables ou non à son utilisation en tant qu'une ancre nominale de la désinflation, il est difficile de juger l'efficacité, ou non, de cette stratégie pour réduire l'inflation dans les pays d'Amérique latine. De plus, sur le plan statistique, les effets du choc du taux de change sur l'évolution du taux d'inflation ou de l'indice des prix restent peu significatifs dans la plupart des cas. L'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision confirme en effet ce rôle limité du choc de change dans l'explication de la dynamique du taux d'inflation ou des prix (voir **Annexe 5.8**). Dans certains pays comme l'Argentine, en République Dominicaine, au Pérou et surtout au Venezuela, la contribution du choc de change dans la dynamique de l'inflation reste faible, ne dépassant que rarement les 10%, en moyenne, de la variance de l'inflation. En Bolivie, au Brésil au Costa Rica ou au Chili, la contribution a été entre 20% et 46% en moyenne à la première période, mais s'est effacée considérablement dès la période suivante. De façon instantanée, le choc de change explique faiblement la variance de l'inflation au Nicaragua ou en Uruguay (respectivement 9.1% et 15.5% à la première période), mais la contribution augmente au fur et à mesure et atteint 26% et 36% en moyenne à long terme. Une exception s'est tout de même produite en Equateur ou au Mexique où le choc de change explique de façon permanente plus de 70% et 90% respectivement, dès la première année de l'évolution de l'inflation. Le taux de change semble jouer un rôle important et réussi dans la désinflation mexicaine, le Mexique étant l'un des rares pays à avoir enregistré une réaction négative et permanente du taux d'inflation suite à une réduction du taux de dévaluation, contrairement en Equateur où l'on observe un « *price-puzzle* ».

La persistance de l'inflation et la présence du phénomène « *price-puzzle* », suite à la réduction du taux de dévaluation, peuvent également s'expliquer de manière économique, notamment par le fait que l'Amérique latine, dans son ensemble, a été toujours confrontée à une explosion inattendue de la consommation privée et par conséquent, d'une réponse inattendue du produit réel, connue également sous le nom de « *output-puzzle* ».

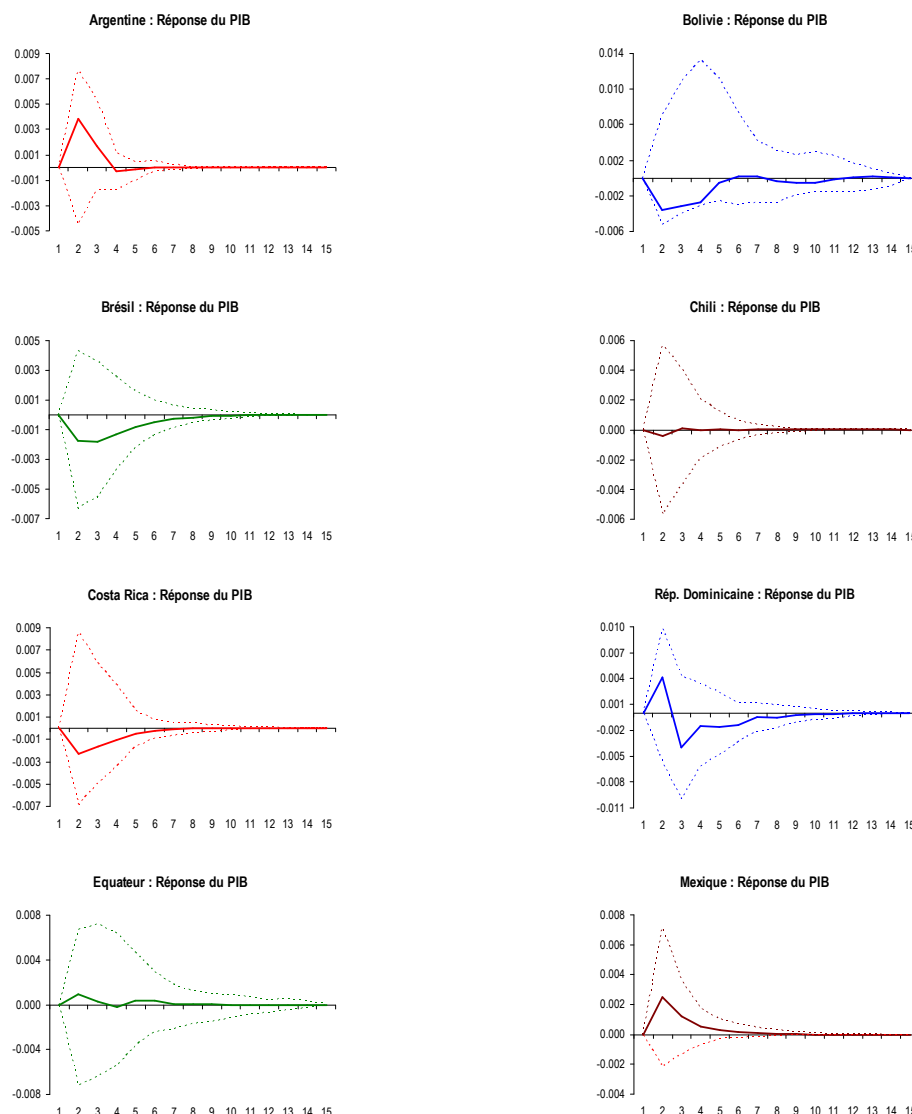
5.3.1.3 ...et des « *output puzzles* » typiquement latino-américains

L'application d'une politique de désinflation conduit toujours à s'interroger sur ses éventuelles conséquences concernant l'évolution de l'activité économique. Le conflit entre les objectifs macroéconomiques tels que la croissance du PIB et la stabilité des prix existe toujours selon le cadre théorique standard. Mais les fonctions de réponse du produit aux chocs de désinflation et plus précisément, à une politique de réduction du taux de dévaluation ou une politique d'appréciation du change, semblent ne pas confirmer, de façon unanime, cette conclusion dans les pays latino-américains. Cependant, la présence d'un « *output-puzzle* » s'avère conforme aux conclusions concernant l'impact réel d'un programme de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine.

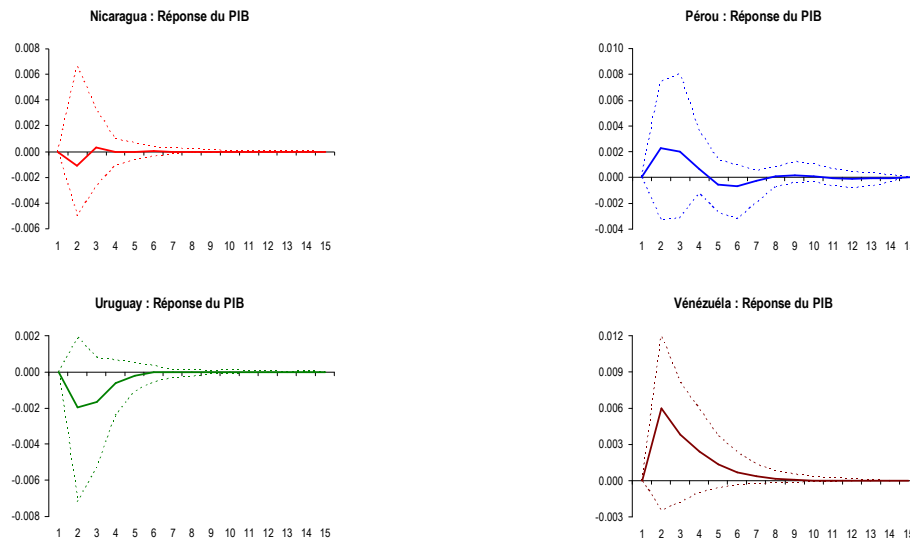
Dans le cadre notre étude, 6 sur 12 pays, dont la Bolivie, le Brésil, le Chili, le Costa Rica, le Nicaragua et l'Uruguay ont vu des fluctuations négatives attendues par la théorie standard du produit suite à une réduction du taux de dévaluation (**graphique 5.3**). Dans ces pays, le produit tend à se contracter, mais dans les proportions différentes, atteignant le niveau minimum souvent à la deuxième année avant de se reprendre au fur et à mesure. De leur côté, les productions en Argentine, en République Dominicaine, en Equateur, au Mexique, au Pérou et au Vénézuëla ont connu un début expansionniste, enregistrant un pic positif à la deuxième année, à la suite du choc négatif du taux de change, suivi ensuite par un ralentissement.

On remarquera surtout que l'ampleur des réponses du produit aux chocs de politique de change s'avère peu significative, comparée aux réactions des autres variables du modèle. Que la réduction du taux de dévaluation provoque des pertes ou des gains en matière de croissance économique, les résultats semblent confirmer la tendance générale observée en Amérique latine. Les politiques de stabilisation par le change apparaissent comme faiblement coûteuses, voire « indolores », pour l'activité. L'impact négatif et maximal sur le produit ne dépasse que rarement -0.004% en moyenne (pic maximum observé en Bolivie et en République Dominicaine étant de -0.0035% et -0.0042% respectivement), alors que le pic positif observé dans les pays ayant enregistré un début expansionniste ne dépasse jamais la barre de 0.006% (pic maximum observé au Vénézuëla étant de 0.0059). Les réactions sont même quasiment nulles au Chili, en Equateur ou au Nicaragua. Cela explique probablement le caractère d'indépendance de l'évolution du produit pendant les phases de stabilisation par l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine, confirmant les conclusions faites lors des trois premiers chapitres). Pour renforcer cette conclusion, il suffit de regarder la contribution très limitée du choc de change dans l'explication de la variance de l'erreur de prévision du produit (voir **Annexe 5.8**). Dans tous les cas étudiés, elle ne dépasse jamais la barre de 1%, voire souvent proche de zéro, de la variance du produit contre environ 80%-90% pour le choc d'offre et aux alentours de 10%-20% pour le choc de

demande privée en moyenne. De plus, on doit également admettre que, bien que certaines réactions du produit soient en contradiction avec la théorie économique standard, elles restent tout de même compatibles avec l'un des faits stylisés proposés par Kiguel et Leviatan (1992) ou Calvo et Végh (1994) notamment concernant les effets réels d'une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine. Le phénomène « *expansion maintenant – récession plus tard* » d'une stabilisation par ciblage du change discuté dans les **chapitres 1 et 4** a bien eu lieu dans la moitié des pays de l'échantillon. Le pic de la croissance a été observé, dans la plupart des cas, à la deuxième année après l'intervention du choc. Il a été suivi ensuite par un ralentissement de l'activité avant de se tendre vers zéro à l'horizon long terme, respectant ainsi les conditions de restrictions structurelles du modèle.



Graphique 5.3 : Les réactions du PIB au choc négatif du taux de change en Amérique latine



Graphique 5.3 : *Les réactions du PIB au choc négatif du taux de change en Amérique latine (suite)*

5.3.1.4 Et les chocs monétaires ?

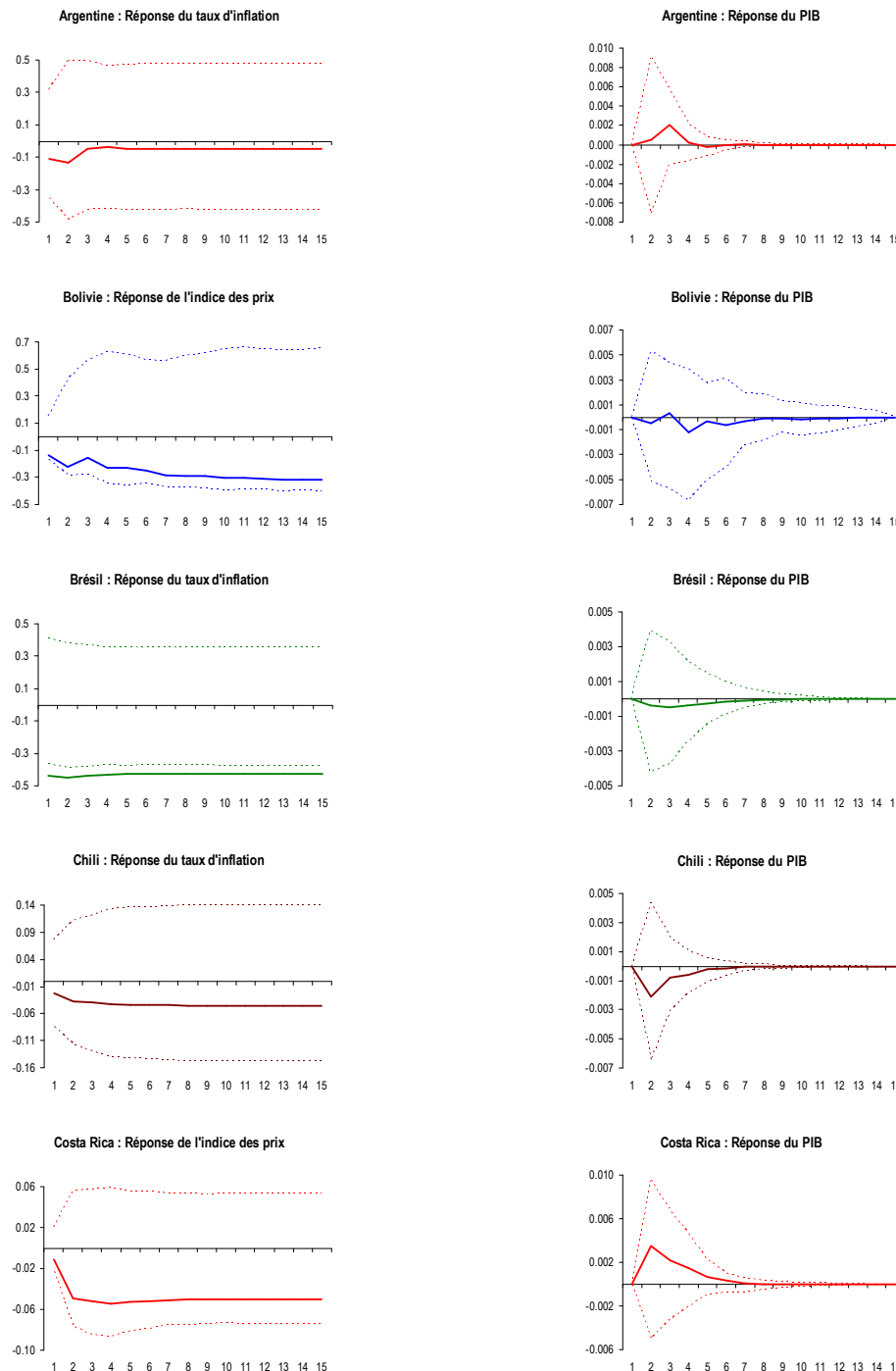
L'impact du choc monétaire sur l'inflation et le produit est présenté dans la **graphique 5.4**. Nous remarquons ainsi que, comme le choc du taux de change, le choc sur l'agrégat monétaire a également été bien identifié pour tous les pays de l'échantillon puisque les effets de la première période sont significativement négatifs (voir **Annexe 5.7**). Le choc correspond bien à un resserrement de la politique monétaire, caractérisée en effet par une réduction de la masse monétaire ou à un ralentissement de la croissance de la masse monétaire, compte tenu de la non stationnarité des taux de croissance monétaire en Argentine, au Brésil, au Chili, au Nicaragua, au Pérou et en Uruguay.

Théoriquement, le taux d'inflation ou l'indice général des prix devraient réagir négativement et durablement à tout resserrement de la politique monétaire. Les résultats indiquent qu'à la différence du choc négatif de change, les réponses de l'inflation ou des prix au choc monétaire négatif paraissent relativement satisfaisantes et conformes à la théorie économique, avec la présence d'un seul « *price puzzle* ». En effet, toutes les réponses ont de l'allure attendue, sauf au Venezuela. Dans les autres pays, les baisses du taux d'inflation ou des prix ont été significatives et permanentes suite au choc monétaire négatif. La plupart ont atteint une désinflation maximale dès la première ou à la deuxième année. On remarquera deux exceptions, notamment en Uruguay ou en République Dominicaine où une hausse instantanée du taux d'inflation à la première période, avant la baisse permanente, a été observée, et en Equateur où a eu lieu une légère hausse inflationniste à la troisième et quatrième période avant le retour à son niveau de long terme. La

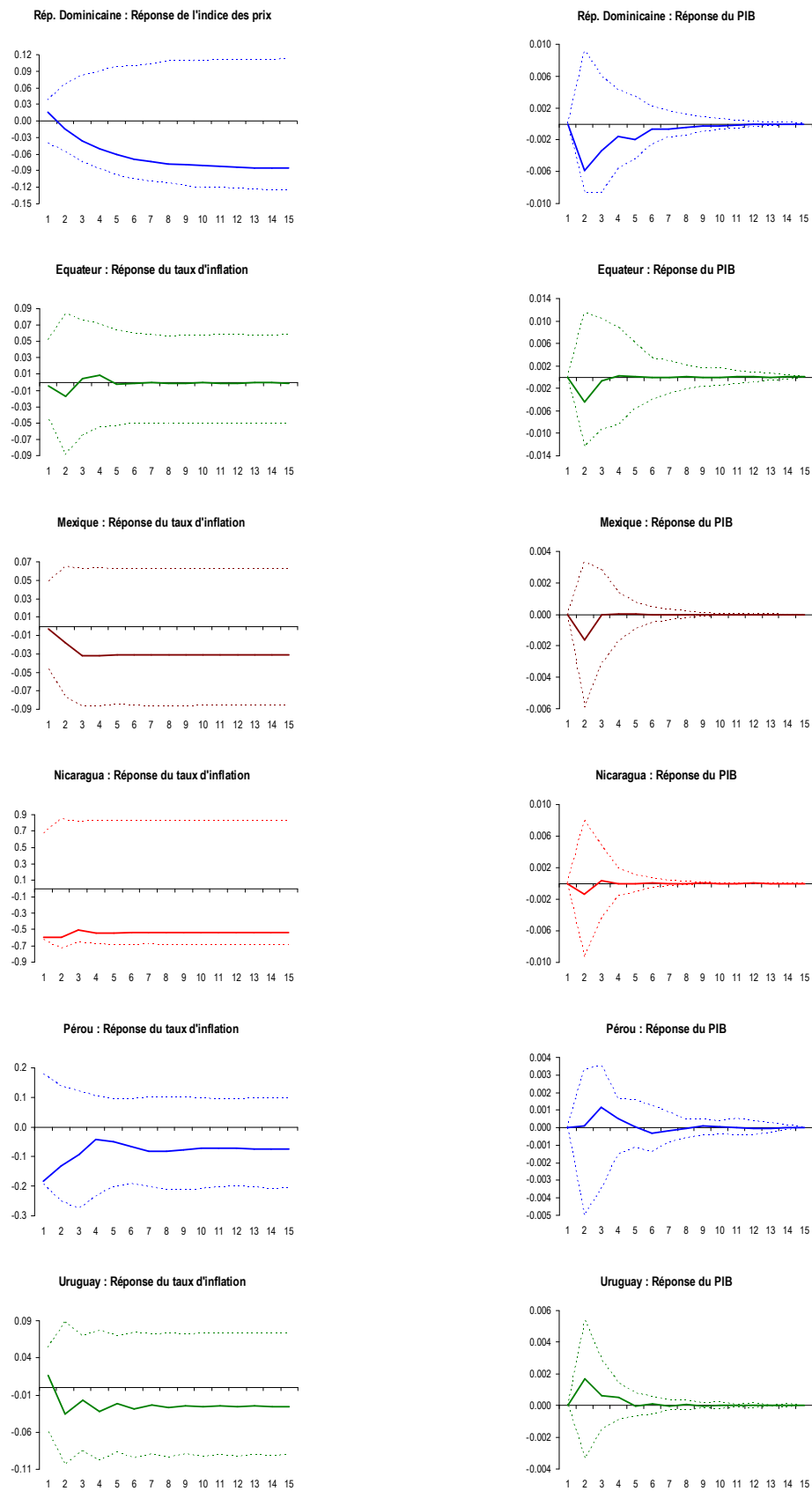
conformité des réponses du taux d'inflation ou de l'indice des prix dans 11 cas sur 12 suite au choc de politique monétaire restrictive ne signifie pas pour autant que l'ancrage nominal par la monnaie est plus efficace que le ciblage par le change pour réduire le taux d'inflation. En effet, si l'on regarde la décomposition de la variance de l'erreur de prévision (**Annexe 5.8**), on observera que comme le choc de change, le choc monétaire joue un rôle limité dans l'explication de l'évolution du taux d'inflation ou de l'indice des prix en Amérique latine. La contribution du choc monétaire dans la variance de l'inflation n'a été importante qu'au Brésil (aux alentours de 50%) et au Nicaragua (72% de façon instantanée et autour de 50% à long terme). La politique monétaire semble jouer un rôle non négligeable dans la réduction du taux d'inflation de ces deux pays. Ce qui n'est pas le cas au Venezuela, où la contribution de la monnaie est également importante, 39% de la dynamique de l'inflation du pays étant expliqué instantanément par le choc monétaire et plus de 70% à long terme, mais une hausse permanente de l'inflation a été observée suite au choc monétaire négatif. Pour les 9 pays restants, comme le choc de change négatif, le choc monétaire négatif ne contribue que très faiblement au dynamique de l'inflation.

L'impact récessif attendu sur le produit semble légèrement plus visible lorsqu'il s'agit des chocs monétaires négatifs, que ce soit une réduction de la masse monétaire pour les pays ayant un taux de croissance monétaire stationnaire, ou un ralentissement de la croissance de la masse monétaire pour les pays ayant un taux de croissance monétaire intégré d'ordre un. En effet, le resserrement de la politique monétaire a provoqué une réaction négative du produit dans 8 des 12 pays dans le cadre du modèle à quatre variables (contre 6 pour le choc de change). L'effet récessif attendu a bien eu lieu dans plus de la moitié des pays étudiés, confirmant le phénomène présenté dans les chapitres précédents concernant les programmes de désinflation fondés sur l'ancrage nominal de la monnaie. On a, en effet, assisté à une forte récession au début de la stabilisation (pendant au moins deux années après l'intervention du choc monétaire négatif), suivie d'une reprise pendant les périodes post-stabilisatrices, avant de se retourner progressivement vers le niveau de long terme. Cependant, comme l'impact du choc de change, les effets du choc monétaire restrictif restent peu significatifs dans la plupart des cas. Les effets récessifs sont compris entre -0.0005% (au Brésil) et -0.006% (en République Dominicaine). Le pic positif maximal pour les pays ayant enregistré un début expansionniste quant à lui ne dépasse jamais la barre de 0.004%, avec le pic maximal observé au Costa Rica, à 0.0035%. On remarquera que certains pays ont même enregistré des pertes ou des gains du produit proches de zéro, notamment en Bolivie, au Brésil ou encore au Nicaragua, au Pérou ou au Venezuela. La faiblesse, voire l'absence, des influences sur l'activité réelle d'une politique monétaire accentue le caractère de « *dichotomie* » entre les sphères réelle et monétaire en Amérique latine. Cette « *dichotomie* » est également confirmée sur le plan statistique. En effet, si l'on regarde la décomposition de la variance de l'erreur de prévision du produit (**tableau 5.8**) et compte tenu du

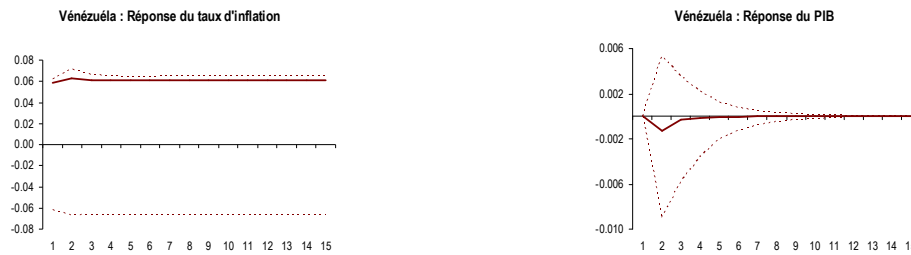
fait que la politique monétaire n'a plus d'impact sur le produit à long terme, on remarquera que seul le choc d'offre agrégée explique une large partie de la dynamique du PIB même à court terme. De façon instantanée, le choc d'offre contribue plus de 80% ou 90% en moyenne de la variance du PIB dans 12 pays, contre seulement 0.5% en moyenne pour le choc monétaire.



Graphique 5.4 : Les réactions de l'inflation (ou des prix) et du PIB au choc monétaire négatif en Amérique latine



Graphique 5.4 : Les réactions de l'inflation (ou des prix) et du PIB au choc monétaire négatif en Amérique latine (suite)



Graphique 5.4 : *Les réactions de l'inflation (ou des prix) et du PIB au choc monétaire négatif en Amérique latine (suite)*

La présence des variables taux de change et masse monétaire dans le modèle VAR permet ainsi de mettre en évidence, de façon simultanée, l'impact du choix de l'ancrage nominal dans la stabilisation en Amérique latine. L'étude des fonctions de réponse du produit aux chocs de change et de la monnaie permet d'établir les premières indications sur l'ampleur des coûts de telles stratégies de désinflation. En effet, une politique de resserrement monétaire ou une politique de réduction du taux de dévaluation s'avèrent « indolores » pour l'activité économique. En d'autres termes, la non significativité des effets sur le produit d'un choc de désinflation et surtout, la présence des « *output-puzzles* » typiquement latino-américains confirment la faiblesse, voire l'absence, de coûts de la désinflation dans cette région. Que ce soit avec le change ou avec la monnaie comme ancre nominale, certains pays semblent réussir à réduire le taux d'inflation, sans provoquer de pertes importantes, en termes de production, compte tenu de la non significativité des réactions négatives du PIB. Certains ont même enregistré une réaction expansionniste au début de la période de stabilisation, comme le Chili ou le Mexique. De son côté, le choc monétaire négatif a provoqué une expansion économique en Argentine, au Costa Rica, au Pérou et en Uruguay. Il reste ainsi à savoir, parmi les deux stratégies de désinflation, quel est le type d'ancrage nominal le plus efficace, en matière de lutte contre l'inflation, et le moins coûteux, en matière de croissance. Le calcul des ratios de sacrifice pour chacune des deux stratégies pourrait permettre de répondre à cette question. Avant cela, il faudrait déterminer la période d'effectivité de la politique de désinflation sur l'activité économique.

5.3.2 Les impacts réels des chocs de désinflation sont-ils durables ?

La dernière étape avant le calcul du ratio de sacrifice consiste à déterminer la valeur de τ_e et τ_m , c'est-à-dire le nombre de périodes après lesquelles, la politique de stabilisation (réduction du taux de dévaluation ou resserrement monétaire) devient neutre et n'a plus d'influence sur l'activité réelle. Après l'examen des fonctions de réponse des 12 pays de l'échantillon, on

constate que quelle que soit l'ancre nominale choisie, l'impact d'un choc de désinflation sur le produit disparaît au bout de quatre années en moyenne (voir **Annexe 5.9**). Les effets réels des chocs de politique de change et des chocs de politique monétaire ne sont pas persistants dans la plupart des pays. On notera quelques exceptions cependant. Tout d'abord, les effets sur le produit des chocs de change négatifs restent persistants en Bolivie, au Costa Rica et au Pérou où l'effectivité de la politique de désinflation n'a disparu qu'au bout de cinq ans environ (six ans pour le Pérou). De leurs côtés, les chocs monétaires négatifs n'ont plus d'impact sur le produit qu'à partir de la sixième année en Bolivie, de la cinquième année au Brésil et au Chili.

Ainsi, avec les fonctions de réponse et les périodes d'effectivité de la politique désinflationniste déterminées, on peut passer ainsi aux calculs des ratios de sacrifice.

5.3.3 Ratios de sacrifice : le « *Déjeuner Gratuit* » latino-américain confirmé par la méthode économétrique

Les ratios de sacrifice issus d'une désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change et sur le ciblage monétaire pour chaque pays latino-américain sont reportés dans le **tableau 5.2**.

5.3.3.1 Un « *Déjeuner Gratuit* » quelle que soit l'ancre nominale

L'approche multivariée des ratios de sacrifice permet d'obtenir une confirmation des remarques faites dans le *chapitre 3*. Tout d'abord, les ratios de sacrifice sont relativement similaires d'un pays à l'autre et sont peu significatifs. Les coûts de la désinflation sont souvent proches de zéro en Amérique latine quel que soit le choix de l'ancrage nominal.

Les différentes valeurs du **tableau 5.2** indiquent les prix à payer, en termes de production, pour obtenir une réduction permanente du taux d'inflation (dans le cadre du modèle VAR à inflation non stationnaire) ou un retour de l'inflation vers son niveau d'équilibre de long terme (dans le cadre du modèle à inflation stationnaire). Ainsi, pour réduire de un point le taux d'inflation, les autorités des pays latino-américains devraient s'attendre à une baisse de la production de seulement 0.11 point, en moyenne, si elles utilisent le taux de change comme l'instrument de désinflation⁷⁶. Le ratio de sacrifice ne dépasse jamais la barre de 0.1 pour la plupart des pays (en valeur absolue pour les pays ayant des ratios de sacrifice négatifs). La seule exception a été observée au Vénézuëla où le ratio de sacrifice est la plus élevé. En effet, une

⁷⁶ Cette moyenne est calculée dans le but d'obtenir une tendance générale des coûts de désinflation de la région latino-américaine. Elle est, en principe, difficilement interprétable dans la mesure où son calcul prend en compte les ratios de sacrifice de la Bolivie, du Costa Rica et de la République Dominicaine. En effet, ces trois ratios ont été calculés à partir d'un taux d'inflation stationnaire et ne sont pas interprétés de la même façon que des ratios de sacrifice traditionnels, calculés à partir d'un taux d'inflation non stationnaire (voir *section 5.2*).

baisse durable de 1% du taux d'inflation, à la suite d'une réduction du taux de dévaluation, conduit à une perte cumulée de 1.2% du taux de croissance. Cette ampleur anormale des prix à payer d'une politique de stabilisation au Vénézuéla viendrait du problème de spécification VAR (que l'on discutera dans la partie suivante), plutôt d'un vrai problème de conflit entre croissance et inflation dans ce pays.

Pays	Ratio de sacrifice	
	Ancrage nominal du taux de change	Ancrage nominal de la monnaie
Argentine	0.093	-0.079
Bolivie	0.047	0.009
Brésil	0.037	0.004
Chili	0.006	0.085
Costa Rica	-0.095	-0.148
Rép. Dominicaine	0.072	0.193
Equateur	0.025	0.255
Mexique	-0.039	0.090
Nicaragua	-0.003	0.002
Pérou	0.030	-0.042
Uruguay	-0.048	-0.086
Vénézuéla	1.198	-0.028
Moyenne	0.110	0.021

en gras: les ratios de sacrifices calculés à partir d'une réponse de l'inflation ou des prix contraire à la théorie économique

Tableau 5.2 : Ancrages nominaux et ratios de sacrifice en Amérique latine

Nous remarquons également que certains ratios de sacrifice sont de signe négatif, signifiant en effet qu'une politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ne provoque pas de coûts, en termes de croissance économique. Au contraire, les chiffres négatifs impliquent des gains de production suite à la réduction du taux d'inflation. Cela a été le cas au Mexique, au Nicaragua et en Uruguay, alors que dans les autres pays, les ratios de sacrifice sont de signe positif comme attendu. Le Mexique apparaît comme le seul pays à avoir réussi sa désinflation par le ciblage du taux de change, en n'ayant pas enregistré de « *price-puzzle* » lors d'un choc de change négatif. De plus, dans ce pays, une réduction du taux de dévaluation permet en effet de réduire leur taux d'inflation tout en créant des gains de croissance économique, illustrés, en effet, par un ratio de sacrifice négatif (estimé à environ -0.03). Avec le taux d'inflation diminuant de façon permanente, les pertes cumulées de la production, en réponse de la désinflation, attendues par la théorie macroéconomique, sont également absentes au Brésil et au

Chili où les ratios de sacrifice sont faibles, estimé à seulement 0.04 au Brésil et quasiment nul au Chili (à 0.006).

Ainsi, la faiblesse des ratios de sacrifice, calculés à partir des effets d'un choc de politique de change, implique que les désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change apparaissent comme peu coûteuses, voire sans coût, dans les pays d'Amérique latine. Qu'en est-il par rapport aux résultats calculés à partir d'un choc négatif de politique monétaire ? En effet, la désinflation basée sur une politique monétaire restrictive est également quasiment sans coûts réels en Amérique latine, le ratio de sacrifice moyen des 12 pays de l'échantillon s'établissant à 0.02. Autrement dit, pour réduire d'un point d'inflation par un resserrement de la masse monétaire, les autorités latino-américaines pourraient s'attendre à une baisse du produit réel de 0.02%. La stratégie désinflationniste par le ciblage monétaire apparaissent ainsi comme moins coûteuse que l'ancrage nominal du taux de change, avec le ratio maximum estimé à seulement 0.3 en Equateur, alors que 5 ratios parmi 12 ont un signe négatif impliquant des gains de production suite à une désinflation (Argentine, Costa Rica, Pérou, Uruguay et Vénézuëla). La Bolivie, le Brésil, le Chili, l'Equateur, le Mexique et le Nicaragua ont enregistré de ratios de sacrifice de signe positif attendu, mais avec une ampleur très faible, souvent proche de zéro.

La faiblesse, voire l'absence, des coûts réels et la présence même des « *output puzzles* » de la désinflation apparaît ainsi comme générale en Amérique latine, quel que soit le choix de l'ancrage nominal. Elle confirme l'idée selon laquelle une politique de réduction du taux de dévaluation ou une politique de resserrement monétaire est « indolore » pour l'activité économique, une sorte de « *Déjeuner Gratuit* » des stabilisations latino-américaines, selon les termes de Hofstetter (2004). Cette tendance générale est confirmée par certains travaux empiriques, qui sont tout de même très rares. En effet, il existe peu de travaux concernant le calcul de ratio de sacrifice à partir d'une modélisation VAR structurel pour les pays en voie de développement comme les pays latino-américains. A nos connaissances, seuls Corbo et al. (2001) ont cherché à mesurer les coûts des politiques de désinflation dans les pays ayant opté ou allant opter pour une autre stratégie d'ancrage nominal (le ciblage de l'inflation en l'occurrence), à partir d'une modélisation VAR. A la différence de notre étude, ils ont retenu un modèle VAR à cinq variables dont le taux d'inflation, le produit ou la production industrielle, la masse monétaire, le taux d'intérêt réel et le taux de change nominal. Parmi les pays étudiés se trouvent le Chili, le Brésil et le Mexique (qui ont choisi la stratégie de ciblage d'inflation vers la fin des années 90). En utilisant les données annuelles lorsqu'ils utilisent la série du PIB, et des données trimestrielles de la production industrielle, pour une période allant de 1980 à 2000, et en identifiant les réponses du produit et de l'inflation suite au choc monétaire négatif caractérisé par une hausse des taux d'intérêt réels, les ratios de sacrifice trouvés par Corbo et al. sont présentés dans le **tableau 5.3**. Nous remarquons ainsi que Corbo et al. (2001) ont eu le même problème en

utilisant les séries annuelles du PIB : la faiblesse des ratios de sacrifice. Les ratios de sacrifice des trois pays latino-américains étudiés par les auteurs sont seulement de l'ordre de -0.2, -0.4 et -0.0 respectivement au Chili, au Brésil et au Mexique pour une étude allant de 1980 à 2000 (alors qu'ils sont à -0.2, 23.3 et -2.7 avec des données trimestrielles de production industrielle⁷⁷). Ainsi, la faiblesse et parfois le signe négatifs des chiffres obtenus reflètent plutôt la tendance générale des conséquences d'une désinflation dans les pays latino-américains. L'Amérique latine a bénéficié en général d'un « *Déjeuner Gratuit* » durant leur période de stabilisation.

Ratio de sacrifice

Pays	PIB annuel 1980-2000	Production industrielle trimestrielle 1980-2000
Chili	-0.2	-0.2
Brésil	-0.4	23.3
Mexique	0.0	-2.7

Sources: Corbo et al (2001)

Tableau 5.3 : Les ratios de sacrifice estimés par Corbo et al. (2001)

5.3.3.2 ...mais un « *Déjeuner Gratuit* » difficilement comparable et interprétable

Reste à savoir laquelle des deux stratégies est la plus efficace, en matière de réduction du taux d'inflation, et la moins coûteuse ou la plus avantageuse, en matière de croissance économique. Si l'on regarde les résultats trouvés dans le **tableau 5.2**, la monnaie semble être l'ancre nominale la plus efficace pour réduire l'inflation sans créer de pertes importantes de la production. Comme on l'a remarquer lors de l'analyse des fonctions de réponse, le resserrement de la masse monétaire permet non seulement de réduire le taux d'inflation dans 11 des 12 pays de l'échantillon, alors que 8 « *price-puzzles* » ont été observés à la suite d'une réduction du taux de dévaluation. Cette stratégie permet également de « limiter » les pertes en production « à sacrifier » lors de chaque stabilisation, le coût à payer étant à 0.02 en moyenne pour chaque point d'inflation réduit, alors que la politique désinflationniste par le change aurait diminuer la production de 0.11 point.

Cependant, il faut admettre que la comparaison des coûts des désinflations selon les stratégies d'ancrage reste difficile. Tout d'abord, si en moyenne, la stabilisation basée sur le ciblage du taux de change semble plus coûteuse que celle basée sur la stabilité monétaire, à

⁷⁷ Présentés seulement à titre de référence puisqu'il est peu évident de comparer les ratios de sacrifice calculés à partir du PIB réel et ceux calculés à partir de la production industrielle.

l'intérieur des pays, cette conclusion s'avère cependant beaucoup moins évidente. En effet, dans certains pays comme le Chili, l'Equateur, le Mexique et le Nicaragua, le ciblage du change apparaît comme la stratégie la moins coûteuse, voire avantageuse (moins de pertes au Chili et en Equateur, alors que le Mexique et le Nicaragua enregistraient des gains de production).

Il est encore plus difficile d'interpréter l'efficacité d'une ancre nominale pour la désinflation en Amérique latine avec la présence des « *price-puzzles* », c'est-à-dire la réaction contraire à la théorie économique standard du taux d'inflation à une politique de stabilisation. En effet, un ratio de sacrifice est défini comme le coût cumulé en termes de production lié à une réduction permanente du taux d'inflation (ou des prix en cas d'inflation stationnaire). Or, on remarque que certains ratios de sacrifice ont été calculés à partir d'une accélération de l'inflation ou une hausse de l'indice des prix. En effet, on a assisté à huit « *price puzzles* » suite un choc de change négatif (l'Argentine, la Bolivie, le Costa Rica, l'Equateur, le Nicaragua, le Pérou, l'Uruguay et le Vénézuéla) et un cas suite au choc monétaire (le Vénézuéla en l'occurrence). Certes, la présence d'un « *price puzzle* » comme résultat d'une politique de désinflation n'est pas inhabituelle pour un pays en Amérique latine. Les faits stylisés ont déjà constaté une persistance, à des niveaux élevés, du taux d'inflation dans la région, malgré de nombreuses interventions des autorités monétaires. Mais cette réaction contraire à la théorie macroéconomique rend très difficile l'interprétation des coûts (ou des gains) en production dans les pays concernés pendant cette période stabilisatrice. Cette ambiguïté pourrait conduire à des confusions lorsqu'on analyse le signe des ratios de sacrifice obtenus. En Argentine, en Bolivie, en Equateur, au Pérou ou au Vénézuéla, le signe positif de leur ratio de sacrifice ne peut pas être interprété comme l'existence d'un coût à payer de leur politique de stabilisation via une réduction du taux de dévaluation. Dans ces pays en effet, la stabilisation a provoqué une expansion de la croissance économique mais le taux d'inflation n'a pas été réduit et s'est même fortement accéléré. De même, pour le Costa Rica, le Nicaragua et l'Uruguay, le signe négatif des ratios de sacrifice estimés n'est pas synonyme d'une désinflation via le ciblage du change sans coûts réels, mais plutôt le résultat d'un ralentissement de l'activité (pertes cumulées du produit) et une hausse permanente de l'inflation ou des prix. Le resserrement monétaire n'a pas provoqué un gain de production et une baisse permanente du taux d'inflation au Vénézuéla comme le ratio de sacrifice l'indique, bien au contraire. Ainsi, la présence de nombreux « *puzzles* » conduit ainsi à nous interroger sur la robustesse des résultats obtenus.

Nous remarquons enfin, que cette conclusion va à l'encontre des résultats obtenus dans le **chapitre 3**, selon lesquels, l'ancrage nominal du taux de change diminuerait les coûts de la désinflation, alors que le ciblage par la monnaie, aurait entraîné, au contraire, une hausse des ratios de sacrifice. L'explication de cette divergence réside dans le fait que dans ce présent chapitre, nous avons étudié l'impact d'une réduction du taux de dévaluation sur la production et

l'inflation, alors que dans le *chapitre 3*, l'ancrage nominal du taux de change est reflété par une variable indicatrice « fictive », et non par une « vraie » variable indiquant le choc d'une politique de désinflation basée sur le ciblage du change. De plus, les ratios de sacrifice du *chapitre 3* ont été calculés pour chaque épisode de désinflation et non au cours du temps. Surtout, les ratios de sacrifice, calculés à partir de la méthode ad hoc initiée par Ball (1994), sont les résultantes d'un seul choc négatif de demande agrégée, assimilé à un choc de politique monétaire restrictive, et non issus d'un choc particulier de désinflation (par le change ou par la monnaie). La distinction ou non des chocs de désinflation, pourrait expliquer les différentes conclusions, faites à partir de deux méthodes d'estimation, « *variantielle* » et économétrique.

5.3.3.3 ... et un « *Déjeuner Gratuit* » peu fiable et sensible...

Pourquoi n'obtient-on pas une baisse permanente et générale du taux d'inflation lors d'un choc monétaire restrictive ou lors d'une réduction du taux de dévaluation ? La première réponse pourrait venir, tout d'abord, de l'indisponibilité des séries longues pour les pays en voie de développement d'Amérique latine. En effet, nous avons utilisé, ici, les séries annuelles depuis 1960 jusqu'en 2005 (de 1965 pour la Bolivie ou l'Equateur, voire de 1970 pour le Brésil et le Nicaragua), soit un nombre d'observations temporelles très limité (44 points seulement pour les séries les plus longues). Cette absence de séries longues empêche ainsi une estimation précise et pourrait être la première cause des résultats biaisés dans notre étude. Cependant, d'autres problèmes méritent d'être soulignés et discutés, notamment le choix du nombre de variables retenues dans le modèle VAR et l'absence de distinction entre périodes d'inflation et périodes de désinflation.

5.3.3.3.1 Des ratios de sacrifice sensibles aux spécifications du modèle VAR ?

La modélisation VAR structurel apparaît, en pratique, comme un outil intéressant dans l'analyse des chocs nominaux et réels ainsi que dans le calcul des coûts d'une désinflation. Ainsi, pour déterminer une mesure du ratio de sacrifice, il faut identifier les effets sur l'inflation et sur la production d'un choc de désinflation. Le choix de notre modèle VAR à quatre variables avec le produit, le taux d'inflation, la croissance monétaire et le taux de dévaluation comme variables endogènes domine clairement la modélisation VAR à deux variables, même si celle-ci est suffisante pour calculer un ratio de sacrifice. En effet, comme la méthode standard de Ball discutée dans le *chapitre 3*, la modélisation VAR bivarié suppose que l'économie est soumise seulement à deux types de chocs structurels, et que les changements dans la conduite de politique

monétaire (les chocs sur l'offre monétaires) sont classés au sein des chocs de demande agrégée. Ces derniers peuvent également englober les chocs de demande réels, tels que les chocs de demande de monnaie, les chocs budgétaires ou les chocs sur la consommation et sur l'investissement. Ainsi, à partir d'un modèle bivarié, le ratio de sacrifice est déterminé à partir des effets, sur le produit et sur le taux d'inflation, de l'ensemble des composantes réelles et monétaires du choc de demande agrégée. Avec cette méthode d'identification, on pourrait obtenir un ratio de sacrifice calculé à partir des déviations du produit et du taux d'inflation, suite à un choc de demande adverse de nature réelle, comme une augmentation des impôts, une baisse des dépenses publiques, ou encore une baisse de la confiance des investisseurs, et une augmentation de l'épargne des consommateurs. Or, le ratio de sacrifice est, par définition, les prix à payer, en termes de pertes de produit ou de variation de la production (en cas de stationnarité des séries de taux d'inflation), suite à une action de la part des autorités monétaires pour réduire le taux d'inflation ou ramener l'inflation à son niveau d'équilibre. Les désinflation et les fluctuations correspondantes du produit résultent seulement des chocs de nature monétaire, et correspondent à des périodes d'interventions de la Banque Centrale, à travers ses différentes stratégies stabilisatrices, notamment par une politique monétaire restrictive ou par une politique de contrôle de change. La modélisation VAR à deux variables ne permet pas de distinguer l'impact des différentes composantes réelles et monétaires des chocs de demande agrégée. Ainsi, on pourrait s'interroger sur l'efficacité de cette méthode classique d'identification, et les conséquences de son mélange des effets de différents chocs macroéconomiques, à la fois réels et monétaires. L'assimilation à un choc de demande agrégée, comme un choc de politique monétaire, pourrait remettre en cause la précision du calcul des ratios de sacrifice. Les chocs de nature monétaire devraient être ainsi distingués des autres chocs de demande pour permettre une mesure exacte des effets d'une politique de désinflation sur le produit et sur le taux d'inflation. L'introduction de nouvelles variables, telles que le taux de croissance de la masse monétaire et le taux de dévaluation, permet alors d'étudier l'impact d'une politique de changes ou une politique monétaire sur l'activité, et de comparer les coûts de la désinflation via deux types d'ancrage nominal dominants en Amérique latine.

Si la modélisation du VAR à quatre variables est donc plus facile à interpréter économiquement, elle est aussi plus opérationnelle. Le recours au modèle à quatre variables permet de calculer simultanément le coût réel d'une stabilisation, via l'ancrage nominal du taux de change ou via le ciblage monétaire. Il permet également de comparer directement les effets de ces deux stratégies de désinflation, sans passer par deux modélisations VAR distinctes à trois variables, l'une pour prendre en compte l'impact d'une stratégie désinflationniste basée sur l'ancrage nominal du taux de change (avec trois séries : la croissance du PIB, le taux d'inflation, le taux de dévaluation), l'autre pour illustrer les effets du contrôle de la Banque Centrale sur

l'évolution de la masse monétaire (la croissance du PIB, le taux d'inflation, la croissance de la masse monétaire).

Cependant, même si la méthodologie VAR structurel à quatre variables permet une analyse plus détaillée et simultanée des effets d'un choc monétaire ou de taux de change sur les variables, telles que le produit et l'inflation, le choix du nombre des variables pourrait être l'une des principales causes de l'imprécision des résultats obtenus. En effet, le degré de précision des estimations semble dépendre beaucoup du nombre de variables retenues, et plus particulièrement, du nombre de chocs structurels identifiés dans le modèle.

Nous avons effectué les estimations de ratios de sacrifice pour les mêmes 12 pays latino-américains, à partir d'un VAR à deux variables comprenant le taux de croissance du PIB et la variation ou le niveau d'inflation (pour la Bolivie, le Costa Rica et la République Dominicaine où le taux d'inflation est stationnaire). Nous avons également obtenu des ratios de sacrifice calculés à partir des fonctions de réponse du produit et de l'inflation, suite au choc de change négatif ou d'un choc de resserrement monétaire dans le cadre de deux modèles VAR à trois variables, qui incluent le taux de croissance du PIB, le taux d'inflation (en niveau ou en différence première) et le taux de dévaluation ou le taux de croissance de la masse monétaire (en niveau ou en différence première)⁷⁸. Les résultats, issus de trois modélisations VAR, sont reportés au **tableau 5.4**.

Pays	Ratio de sacrifice		
	Modèle VAR 2	Modèle VAR 3 Choc de change	Modèle VAR 3 Choc monétaire
Argentine	0.008	-0.023	0.053
Bolivie	0.038	-0.082	-0.018
Brésil	-0.008	0.009	0.001
Chili	0.241	0.030	0.230
Costa Rica	0.127	-0.710	0.035
Rép. Dominicaine	0.123	-0.041	0.130
Equateur	-0.006	-0.001	0.189
Mexique	-0.042	-0.040	-0.022
Nicaragua	-0.003	-0.210	0.031
Pérou	0.040	-0.042	0.009
Uruguay	-0.086	-0.025	0.039
Vénézuéla	-0.165	-0.057	0.020
Moyenne	0.022	-0.099	0.058

en gras: les ratios de sacrifices calculés à partir d'une réponse de l'inflation ou des prix contraire à la théorie économique

Tableau 5.4 : Les ratios de sacrifice selon la spécification du modèle VAR

⁷⁸ La modélisation VAR bivarié et à trois variables, leurs identifications structurelles, ainsi que la détermination des ratios de sacrifice, sont présentées dans les **Annexes Techniques 5.4 et 5.5**.

Ces résultats sont, en effet, intéressants à interpréter. Non seulement, tous les chocs de politique désinflationniste sont bien identifiés, que ce soit les chocs de demande agrégée assimilés aux chocs de politique monétaire dans le cadre du VAR bivarié, les chocs de change assimilés à une réduction du taux de dévaluation ou les chocs de resserrement monétaire dans le cadre du VAR à trois variables (voir **Annexes 5.10, 5.11 et 5.12**). Mais surtout, les ratios de sacrifice sont calculés avec moins de « *price puzzles* », par rapport au modèle à quatre variables. Un choc de politique monétaire restrictive entraîne bien une baisse permanente attendue du taux d'inflation ou de l'indice des prix dans tous les pays avec la spécification VAR bivarié, alors que l'introduction du taux de change ou de la monnaie n'ont provoqué que trois « *price-puzzles* ». Certes, l'ampleur des coûts de désinflation reste similaire et très faible d'une modélisation à l'autre, les ratios de sacrifice, reportés dans le **tableau 5.4**, varient de -0.165 à 0.24, de -0.71 à 0.03 et de -0.02 à 0.23, selon respectivement le modèle à deux variables, à trois variables avec le taux de change ou avec la monnaie. Mais il faut admettre que ces ratios de sacrifice sont bien calculés à partir des fonctions de réponse de l'inflation ou des prix dont l'allure correspond bien à ce que préconise la théorie macroéconomique (c'est à dire une baisse permanente du taux d'inflation ou des prix et une baisse temporaire du produit) ou par une situation particulière à l'Amérique latine (une hausse initiale puis ralentissement de la production et une baisse permanente de l'inflation). Le degré de précision des estimations diminue, cependant, avec l'augmentation des variables et des chocs structurels identifiés dans le modèle VAR.

Dans le cadre du modèle à trois variables avec taux de change ou avec la monnaie, trois ratios de sacrifice ont été calculés à partir d'une fonction de réponse du taux d'inflation ou des prix contraire à la théorie, suite à un choc de change négatif ou un choc monétaire négatif. Dans notre modèle à quatre variables, bien que les chocs monétaires et de change soient bien identifiés et correspondent bien à une politique désinflationniste, 8 ratios de sacrifices sont calculés à partir des fonctions de réponse du taux d'inflation contraires à la théorie macroéconomiques suite au choc de change. Ainsi, même si les chiffres semblent indiquer à la situation particulière à l'Amérique latine, c'est-à-dire une désinflation sans coûts en matière de croissance économique, ils reflètent tout de même une grande imprécision de l'estimation du modèle VAR structurel à quatre variables.

Notre remarque s'avère parfaitement conforme avec les conclusions proposées par Cecchetti et Rich (1999, 2001) lors de leur étude des ratios de sacrifice des Etats Unis⁷⁹. L'imprécision des calculs de ratios de sacrifice augmente avec l'introduction de chocs structurels supplémentaires. La distinction, entre le choc monétaire et le choc de change, permet de comprendre les coûts d'une désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie et celle basée sur la stabilité du

⁷⁹ Les estimations du ratio de sacrifice aux Etats Unis varient de 1.38 pour un modèle VAR à deux variables endogènes à 1.28 pour un modèle à trois variables et à 9.87 pour un VAR à quatre variables.

taux de change. Mais elle s'accompagne d'une instabilité accrue des résultats, au fur et à mesure que le nombre des variables endogènes et par conséquent le nombre de chocs structurels augmente.

Cette imprécision peut aussi s'expliquer par le choix des contraintes imposées *à priori*, pour l'estimation d'un VAR structurel. En effet, d'après l'équation (A.5.5) de l'**Annexe Technique 5.4**, lors du passage d'un modèle VAR canonique à sa forme structurelle, les ratios de sacrifice dépendent des fonctions de réponse structurelles cumulées, qui dépendent, à leur tour, de deux vecteurs de coefficients. Le premier caractérise la matrice de passage P , qui mesure les effets instantanés des chocs structurels sur les variables du système. Le second caractérise la matrice polynomiale des retards $C(L)$, qui fournit les fonctions de réponse des variables du système aux innovations canoniques u_t . Or, l'identification de la matrice P , nécessaire pour l'estimation du VAR structurel, nécessite l'imposition des contraintes supplémentaires *à priori*, notamment des contraintes de long terme et celles de court terme. Dans le modèle VAR bivarié, l'estimation du VAR structurel et l'obtention des fonctions de réponse nécessitent l'imposition d'une seule contrainte structurelle, la contrainte de long terme en l'occurrence. En revanche, le modèle VAR à quatre variables nécessite, quant à lui, six restrictions *à priori*. Le nombre accru des restrictions structurelles nécessaires augmenterait l'imprécision de l'estimation, dans la mesure où certains choix peuvent être sujets à controverse, notamment lorsqu'il s'agit des restrictions de court terme. Alors que la théorie économique est plus consensuelle sur les propriétés de long terme, la neutralité à long terme des variables monétaires étant largement acceptée, les contraintes de court terme sont souvent contestables. Le choix des restrictions devient alors une étape délicate, dans la mesure où certaines restrictions pourraient être remises en cause, ce qui pourrait fragiliser la modélisation VAR structurel, l'identification des fonctions de réponse et par conséquent, les calculs des ratios de sacrifice. Ceci pourrait expliquer pourquoi les fonctions de réponse du produit et de l'inflation, dans certains modèles à quatre variables, ne sont pas conformes à la théorie macroéconomique. Et ce problème est si commun aux études basées sur la modélisation VAR, que Jacobsson et ses collègues (2002, page 3) ont admis que « [...] *il paraît difficile d'obtenir un support empirique, même pour une si grande évidence telle qu'un choc monétaire contractionniste conduit à une plus faible inflation* ». Ainsi, bien que cette approche permette une analyse plus détaillée des coûts de la désinflation et donc des renseignements importants aux autorités monétaires, les économistes restent assez sceptiques quant à la précision des résultats obtenus.

Outre le choix du nombre de variables endogènes du modèle, il faut également s'interroger sur les conséquences de l'absence de distinction entre périodes d'inflation et celles de désinflation dans la modélisation VAR.

5.3.3.2 Des ratios de sacrifice sensibles à la distinction des périodes d'inflation ou de désinflation ?

A la différence des méthodes standards exposées dans le *chapitre 3*, la méthodologie VAR structurel permet de calculer les ratios de sacrifice sur un ensemble de périodes, qui couvre à la fois des périodes d'inflation et de désinflation, des périodes de croissance et de récession. Si elle permet de distinguer les coûts d'une stratégie d'ancrage nominal de stabilisation, cette méthode pourrait entraîner des erreurs d'interprétation importantes. En effet, calculer les ratios de sacrifice à partir des fonctions de réponse structurelles identifiées dans le cadre d'une modélisation VAR revient à imposer que le conflit *inflation-production* est identique pendant les phases de désinflation que durant les phases d'accélération inflationniste. Or, cette restriction est erronée, dans la mesure où le ratio de sacrifice n'est influencé que par les facteurs spécifiques des désinflations. Les ratios de sacrifice ou les coûts de la désinflation pourraient être, dans ce cas, biaisés lorsqu'on prend en compte, dans son ensemble, les effets d'un choc à la fois sur les périodes d'inflation et de désinflation. En effet, une réduction du taux de dévaluation de la monnaie nationale, par exemple, pourrait n'avoir qu'un impact limité, voire temporaire, sur l'évolution du taux d'inflation pendant la période d'inflation. Par conséquent, le maintien des prix à un niveau élevé reflèterait l'expansion de la demande et par conséquent, une accélération de la croissance du produit réel. En revanche, une baisse permanente de l'inflation et un ralentissement de la croissance du PIB sont attendus en phase de désinflation. L'effet « total » d'un choc sur les deux variables, pendant l'ensemble des périodes, et l'ampleur du ratio de sacrifice qui en découle, dépendront ainsi de la domination de tel ou tel régime d'inflation. On pourrait avoir ainsi des réponses contraires à celles attendues d'une désinflation, comme cela a été le cas avec la présence de certaines « *price puzzles* » et « *output puzzles* » identifiés dans les sections précédentes et par conséquent, des ratios de sacrifice différents de ceux calculés à partir d'une « vraie » période de désinflation. Au total, la combinaison des deux régimes d'inflation conduirait incontestablement à des ambiguïtés d'interprétation dans le signe du ratio de sacrifice.

Il est donc intéressant d'extraire ces différentes périodes, et d'étudier l'évolution des différentes variables selon chaque régime, et notamment durant la phase de désinflation pour bien mesurer les coûts de la désinflation. Nous avons effectué deux tentatives, afin d'analyser les différentes réactions du produit et de l'inflation selon la nature des régimes d'inflation et d'estimer les « vrais » coûts de la désinflation. La première méthode permet de distinguer les périodes d'inflation et de désinflation, en introduisant une variable indicatrice dans le système estimé. La seconde, plus radicale, consiste à reconstruire les variables endogènes et obtenir les fonctions de réponse pour chaque régime d'inflation. Cependant, estimer un modèle VAR pour chaque épisode de stabilisation demeure une tâche délicate, compte tenu du faible nombre d'observations par période.

La première méthode consiste à estimer nos modèles VAR à quatre variables (la croissance du PIB, le taux d'inflation (en niveau ou en différence première), la croissance monétaire (en niveau ou en différence première) et le taux de dévaluation en introduisant une variable exogène, indicatrice de l'état de l'inflation telle que :

$$X_t = c + \sum_{h=1}^p A_h X_{t-h} + I_{\pi}^+ + u_t : \text{le processus pendant la période d'accélération inflationniste.}$$

$$X_t = c + \sum_{h=1}^p A_h X_{t-h} + I_{\pi}^- + u_t : \text{le processus pendant la période de désinflation.}$$

Ainsi, I_{π}^+ est l'indicatrice de la période de l'inflation telle que $I_{\pi}^+ = 1$ si $\Delta\pi_{t-1} > 0$ (accélération de l'inflation) et $I_{\pi}^+ = 0$ si $\Delta\pi_{t-1} < 0$ (ralentissement de l'inflation ou désinflation). Par conséquent, l'indice de la période de désinflation s'écrit :

$$I_{\pi}^- = 1 - I_{\pi}^+$$

L'introduction de la variable indicatrice dans le processus vectoriel autorégressif initial permet de distinguer en effet deux régimes d'inflation. Cependant, cette première méthode apparaît comme insuffisante pour identifier l'évolution des variables endogènes, selon les différentes périodes d'inflation et de désinflation, suite à un choc structurel. En effet, d'un point de vue statistique, les estimations des 12 modèles VAR canoniques latino-américains, avant le passage à la forme structurelle, indiquent que les coefficients affectés à cette variable « fictive » ne sont pas significatifs statistiquement⁸⁰. La plupart des statistiques de Student sont souvent largement inférieures à deux en valeur absolue. L'introduction de cette variable indicatrice dans le processus permet seulement de prendre en compte la non linéarité dans la moyenne du processus, et n'explique pas la non-linéarité des mécanismes de propagation des chocs. En effet, I_{π}^+ ou I_{π}^- sont des constantes exogènes qui n'ont aucune influence sur les polynômes des retards $A(L)$ du processus vectoriel autorégressif X_t . Les polynômes des retards restent identiques que ce soit en période d'inflation ou en période de désinflation, et par conséquent, les fonctions de réponse des variables endogènes aussi.

C'est pourquoi nous préférons reconstruire les variables endogènes pour chaque régime, ce qui conduit à l'estimation de deux modèles VAR différents, l'un représente le processus de la période d'inflation X_t^+ et l'autre présente celui pour la période de désinflation X_t^- tels que :

$$\begin{aligned} X_t^+ &= c^+ + \sum_h A_h^+ X_{t-h}^+ + u_t^+ \text{ si } \Delta\pi_{t-1} > 0 \\ X_t^- &= c^- + \sum_h A_h^- X_{t-h}^- + u_t^- \text{ si } \Delta\pi_{t-1} < 0 \end{aligned}$$

⁸⁰ Voir l'Annexe 5.13 pour l'ensemble des résultats des estimations.

Les nouvelles variables construites pour la période d'accélération de l'inflation sont⁸¹ :

$$X_t^+ = [\Delta y_t^+, \Delta \pi_t^+ \text{ ou } \pi_t^+, \Delta m_t^+ \text{ ou } m_t^+, \Delta e_t^+] \text{ avec } X_t^+ = X_t \times I_\pi^+$$

Les nouvelles variables construites pour la période de désinflation sont :

$$X_t^- = [\Delta y_t^-, \Delta \pi_t^- \text{ ou } \pi_t^-, \Delta m_t^- \text{ ou } m_t^-, \Delta e_t^-] \text{ avec } X_t^- = X_t \times I_\pi^-$$

Une fois identifiés les modèles canoniques selon les différents régimes d'inflation, nous procédons exactement de la même façon que précédemment en ce qui concerne la transformation en modèle VAR structurel et avec les mêmes restrictions structurelles *à priori*. Les fonctions de réponse ainsi obtenues nous permettent de calculer les ratios de sacrifice selon les périodes d'inflation ou les périodes de désinflation. Nous nous intéresserons particulièrement au deuxième modèle, afin d'étudier les réactions du produit et du taux d'inflation suite aux chocs négatifs de change et de monnaie pendant la période de désinflation. Le **tableau 5.5** présente les ratios de sacrifice calculés pour les deux régimes d'inflation.

Pays	Nombre d'observations Périodes d'inflation Périodes de désinflation	Ancrage nominal du taux de change			Ancrage nominal de la monnaie		
		Période totale	Période d'inflation	Période de désinflation	Période totale	Période d'inflation	Période de désinflation
Argentine	21/23	0.093	0.053	-0.093	-0.079	0.001	0.028
Bolivie	24/17	0.047	-0.072	-0.057	0.009	-0.048	0.010
Brésil	20/14	0.037	-0.031	0.035	0.004	-0.001	0.259
Chili	16/28	0.006	-0.028	0.394	0.085	0.020	-1.277
Costa Rica	28/16	-0.095	-0.015	0.047	-0.148	-0.027	-0.056
Rép. Dominicaine	26/18	0.072	0.081	0.007	0.193	0.282	0.020
Equateur	20/21	0.025	0.032	-0.085	0.255	0.003	-0.076
Mexique	21/23	-0.039	0.014	-0.044	0.090	0.118	-0.012
Nicaragua	18/16	-0.003	0.019	0.000	0.002	-0.030	0.001
Pérou	25/19	0.030	0.005	0.023	-0.042	0.003	0.049
Uruguay	20/24	-0.048	-0.056	-0.063	-0.086	0.014	-0.145
Vénézuéla	24/20	1.198	0.163	-0.225	-0.028	-0.168	-0.079
Moyenne		0.110	0.014	-0.005	0.021	0.014	-0.107

en gras : les ratios de sacrifices calculés à partir d'une réponse de l'inflation ou des prix contraire à la théorie économique

Tableau 5.5 : Les ratios de sacrifice en période d'inflation et de désinflation en Amérique latine

En général, en période de désinflation, nous observons plus de ratios de sacrifice négatifs que sur la période totale (six ratios, calculés à partir des deux chocs structurels, sont négatifs). La désinflation apparaît comme avantageuse en période de désinflation (-0.005 en moyenne avec l'ancrage nominal du taux de change contre 0.11 en période totale et -0.107 avec l'ancrage nominal par la monnaie contre 0.021 en période totale). La distinction entre les différents régimes

⁸¹ Les graphiques des différentes variables de l'estimation, selon les différents régimes d'inflation, sont disponibles et pourraient être fournies, sur demande, par l'auteur.

d'inflation semble quelque peu corriger les « *price-puzzles* » observés en période totale. En effet, suite à une réduction du taux de dévaluation, en période de désinflation, seulement 6 sur 12 taux d'inflation ont répondu positivement au choc (le Chili, la République Dominicaine, l'Equateur, le Mexique, le Nicaragua et le Pérou) alors sur la période totale, nous avons pu observer 8 réponses du taux d'inflation contraires à la théorie macroéconomique.

Cependant, bien que cette méthode permette de distinguer les mécanismes de propagation des chocs de change et de monnaie sur le produit et l'inflation selon les périodes d'inflation et de désinflation, nous admettons qu'elle ne permet pas de dégager une tendance particulière concernant l'évolution des ratios de sacrifice obtenus. Il est tout d'abord difficile d'établir une comparaison de l'ampleur des ratios de sacrifice entre périodes d'inflation et périodes de désinflation. En moyenne, la désinflation semble plus avantageuse en période de ralentissement de l'inflation qu'en période d'accélération. Mais cette conclusion n'est pas vérifiée si l'on regarde pays par pays.

La distinction des périodes permet de corriger le problème concernant l'évolution de l'inflation suite au choc négatif monétaire et de change dans certains pays. En effet, suite au choc de change négatif, nous avons maintenant une baisse de l'inflation durant la période de désinflation en Argentine, au Brésil, au Costa Rica, en Uruguay, au Vénézuëla, alors que si l'on ne prend pas en compte cette distinction, 8 pays sur 12 ont vu leur inflation s'accroître suite à la réduction du taux de dévaluation. En revanche, les deux seuls pays ayant une réponse de l'inflation attendue dans le modèle sans prise en compte des périodes d'inflation et désinflation, ont vu leur taux d'inflation s'accroître pendant la période de désinflation. Suite au choc monétaire négatif, sur la période totale, 1 pays sur 12 a une réponse de l'inflation contraire à la théorie, alors que pendant la période de désinflation, 2 pays ont enregistré une hausse de l'inflation suite à la réduction de la masse monétaire. Cependant, ces deux pays sont le Mexique et le Nicaragua qui n'ont pas enregistré de réponse inattendue de l'inflation sur la période totale. Les résultats sont donc difficiles à interpréter. L'explication la plus évidente de ce manque de fiabilité des résultats est notre choix radical d'estimer les deux modèles VAR avec seulement un nombre d'observations très limité, vingt observations en moyenne. Ceci est évidemment insuffisant pour obtenir une estimation robuste.

Conclusion

Nous avons exploité les techniques d'analyse des séries temporelles, fondées sur une modélisation VAR structurel, pour étudier les coûts de la désinflation des 12 principaux pays latino-américains ayant été frappés par de fortes inflations. Nous avons montré, dans un système

à quatre variables, qu'il est possible d'étudier les réactions du produit et du taux d'inflation aux différents chocs de désinflation, notamment aux changements de politique de change caractérisée par une réduction du taux de dévaluation ou aux changements dans la conduite de politique monétaire. Les coûts de la désinflation, exprimés par les ratios de sacrifice, sont ainsi les résultantes des chocs de politiques de change ou de monnaie sur le produit et le taux d'inflation. L'ampleur des ratios de sacrifice estimée confirme la tendance générale observée en Amérique latine. Les stabilisations, qu'elles soient basées sur l'ancrage nominal du taux de change ou sur le ciblage monétaire, sont en général « indolores » pour l'activité économique de la région. Les coûts, en termes de pertes de croissance du produit si l'on travaille avec des modèles à taux d'inflation non stationnaire, ou en termes de variation de la production dans les modèles à inflation stationnaire, sont très faibles, voire nuls. On observe parfois même des gains de production, exprimés par des ratios de sacrifice négatifs, dans certains pays de l'échantillon. De manière générale, les coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change sont plus importants que ceux issus de la désinflation pilotée par la masse monétaire. Cette conclusion va à l'encontre de celle issue de l'étude de l'impact d'une stratégie d'ancrage nominal par le change sur les ratios de sacrifice déterminés par les méthodes de calcul ad hoc de Ball (1994), exposée dans le **chapitre 3**. Cependant, la faiblesse des coûts de la désinflation calculés, et surtout leur hétérogénéité, d'un pays à l'autre, ne permettent pas de confirmer l'avantage de la monnaie, en tant d'ancre nominale la moins coûteuse, en termes de coûts de la désinflation, sur le taux de change à l'intérieur de chaque économie latino-américaine.

Il faudrait surtout souligner que si la spécification VAR à quatre variables permet d'identifier les impulsions issues de différents instruments de désinflation, cette méthode est à manier avec précaution. La relative imprécision des résultats obtenus dans ce chapitre, vue à travers la présence de nombreuses réponses structurelles contraires à la théorie macroéconomique, viendrait d'un système à grande dimension. En effet, les modèles à plusieurs variables endogènes ne donnent pas systématiquement des résultats plus significatifs. Au contraire, plus le nombre de variables endogènes est grand, plus le degré de précision diminue avec les problèmes d'identification de restrictions, imposées *à priori* et nécessaires lors du passage d'un modèle VAR canonique à un VAR structurel. Or, si les restrictions *à priori* sont contestables, il est difficile, par conséquent, d'établir une estimation des relations structurelles robustes. Comme nous avons pu le constater dans notre analyse et selon les conclusions des autres travaux disponibles sur le sujet, les systèmes bivariés donnent plus souvent des résultats fiables, que ce soit sur le plan statistique ou sur le plan économique. Mais, dans ce cas, un autre problème s'impose, celui de la mauvaise identification, induit par l'agrégation des chocs structurels, le choc de demande agrégé étant assimilé à un choc de désinflation.

Nous avons également signalé un autre problème susceptible d'expliquer l'imprécision des résultats obtenus : celui de la non distinction entre les périodes d'inflation et de désinflation. Mais dans la mesure où nous travaillons sur des séries temporelles très courtes, il est difficile d'obtenir une estimation robuste d'un modèle VAR, en se basant seulement sur les périodes de désinflation, pour calculer les ratios de sacrifice.

En conclusion, il ressort que, même si la modélisation VAR est un outil particulièrement intéressant pour les autorités publiques à comprendre les coûts d'une « vraie » désinflation, l'indisponibilité et la précision même des statistiques temporelles, ainsi que les limites de la technique VAR structurel, empêchent de fournir une estimation fiable. Le recours aux données de panel pourrait permettre d'apporter plus de précisions.

6 Spécification économétrique et estimation des ratios de sacrifice en données de panel

Introduction

L'objectif de ce chapitre est de déterminer les coûts de la désinflation et de réexaminer le rôle joué par le taux de change dans le processus de stabilisation des pays en transition d'Europe centrale et orientale. La belle performance en matière de croissance pendant les phases de désinflation, observée dans certains pays ayant opté pour l'ancrage nominal du taux de change, conduit également à s'interroger sur les vrais coûts d'une telle stratégie par rapport à l'instrument monétaire dans cette région. Le calcul des ratios de sacrifice, définis comme les prix à payer, en termes de pertes cumulées de la production, pour une réduction d'un point de l'inflation, peut donner une indication intéressante quant à l'efficacité des politiques de stabilisation appliquées dans chaque économie durant leur processus de transition. On a constaté, lors de l'étude des ratios de sacrifice en Amérique latine (*chapitre 5*), que le recours à un modèle VAR structurel, pour estimer les coûts de la désinflation issus de différentes stratégies d'ancrage nominal, n'était pas toujours possible, du fait de l'indisponibilité de séries temporelles suffisamment longues. La courte fenêtre de l'étude a ainsi influencé grandement les résultats obtenus, alors que leur sensibilité et leur fiabilité dépendent plus de la spécification du modèle choisi. Ce constat concerne plus particulièrement les pays d'Europe centrale et orientale où la plupart des séries ne sont observables annuellement qu'à partir du début des années 1990, voire plus tard, compte tenu de la turbulence économique et politique expérimentée par cette région. Pour corriger cet inconvénient et maintenir l'avantage d'une modélisation VAR concernant l'identification de chocs de politique de désinflation, ainsi que les coûts en production qui en résultent, nous utilisons les développements récents de l'économétrie associés aux données de panel.

En effet, le recours croissant à l'utilisation des données de panel est l'un des aspects marquants de l'évolution de l'économie appliquée au cours des trois dernières décennies. Un panel est, par définition, un échantillon d'individus observés dans le temps. Les données de panel contiennent des données constituées d'observations répétées sur un ensemble d'individus à différentes dates. La dimension temporelle analysée précédemment dans le cadre des pays d'Amérique latine est conservée. Mais à la différence de l'étude des séries temporelles, la

modélisation en panel permettra de suivre l'évolution des variables pour la région, et non plus celle de chaque pays. L'analyse des données de panel possède alors deux dimensions. L'une est la variation ou l'hétérogénéité des pays entre eux, désignée par N le nombre de pays. L'autre est la variation agrégats macroéconomiques dans le temps, désignée par T le nombre d'observations de chaque pays.

L'utilisation des données de panel présente divers avantages majeurs pour notre étude en modélisation VAR. Tout d'abord, elle rapporte les valeurs des variables relevées pour tous les pays sur une période donnée. Par conséquent, un plus grand nombre d'observations augmente la précision des estimations et pourrait permettre d'obtenir des fluctuations conformes à la théorie, et non des « *puzzles* » obtenus lors de l'analyse en séries temporelles (voir *chapitre 5*). Cette technique permet également de contrôler l'hétérogénéité individuelle dans la mesure où dans l'analyse en séries temporelles, la part d'hétérogénéité inobservée (la partie inexpliquée du modèle) peut être corrélée avec les variables explicatives, conduisant à des interprétations erronées. Ceci expliquerait pourquoi les ratios de sacrifice latino-américains obtenus dans le *chapitre 5* sont hétérogènes, ce qui ne permet pas de dégager une conclusion générale pour la région. L'introduction de la variabilité individuelle au côté de la variabilité temporelle permettrait une meilleure détermination du modèle et une plus grande homogénéité des résultats.

Cependant, malgré des avantages indéniables, la littérature reste discrète quant à l'utilisation d'une modélisation VAR avec les données de panel. Parmi les rares contributions dans ce domaine, nous trouvons les travaux de Gilchrist et Himmelberg (1995), Gallegati et Stanca (1999) puis Love et Zicchino (2002) qui ont tour à tour recouru à la modélisation VAR avec les données de panel pour analyser la relation entre l'investissement, la productivité du capital et les conditions financières des entreprises. Ahmed (1999) et Ahmed et al. (2002) ont estimé un modèle VAR à six variables : taux de croissance du produit, inflation, taux de change réel, termes de l'échange, taux d'intérêt étranger et croissance de la production étrangère pour trois panels : les pays latino-américains connus pour avoir adopté un régime de change fixe, des pays en développement d'Asie ayant alterné leurs régimes de change, les pays industrialisés ayant alterné leur régime de change et le panel des pays industrialisés ayant leur taux constamment flottant. Leur but est de prouver que dans les pays ayant recouru à un régime de change fixe, notamment les pays en développement d'Amérique latine et d'Asie, une dévaluation est toujours contractionniste alors que dans les pays industrialisés à régime de change flexible, la dépréciation est plutôt expansionniste. Ainsi, la rareté des travaux concernant l'étude des fluctuations du produit et de l'inflation au choc du taux de change et de la monnaie, outils premiers pour la détermination des coûts de la désinflation, justifie notre travail. Nous allons donc présenter une étude des ratios de sacrifice pour la région d'Europe centrale et orientale, calculés à partir d'un modèle VAR en panel à quatre variables : la croissance du produit, l'inflation, la croissance de la

masse monétaire et le taux de dévaluation. Cette spécification permettrait d'obtenir les fonctions de réponse du produit et du taux d'inflation provoquées par un choc négatif du taux de change (assimilé à une stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change) ou par un choc monétaire négatif (assimilé à une stabilisation fondée sur le ciblage de la masse monétaire). Nous considérons à cette occasion un échantillon de 20 pays classés selon deux critères : la zone géographique et la nature du régime de change pour une période allant de 1991 à 2006 (ou 1993 à 2006). A titre de comparaison, nous introduisons également un groupe de pays latino-américains, pour la période 1970-2006. Le recours aux données de panel devrait nous permettre de corriger le problème d'hétérogénéité des fonctions de réponse des principales variables comme la production et le taux d'inflation à un choc négatif du taux de change ou de la masse monétaire. L'homogénéité des résultats pourrait conduire à une conclusion comparative des coûts de la désinflation ainsi que le rôle joué par le taux de change en tant qu'instrument stabilisateur entre les deux régions frappées par des niveaux élevés d'inflation : l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale.

La suite de notre travail s'organise comme suit : la première section présentera le champ de notre étude (décomposition des panels selon les critères de sélection, périodes considérées) ainsi que les tests de racine unitaire, habituels pour une étude économétrique mais récents pour les données de panel. La deuxième section expose la méthodologie du modèle VAR en panel, avec ou sans la prise en compte des spécificités propres à chaque pays formant un groupe, ainsi que des rappels concernant l'identification des chocs structurels et la détermination du ratio de sacrifice à partir des fonctions de réponse. Les sections 3 et 4 commenteront les résultats obtenus selon, soit la zone géographique, soit la nature du régime de change. Quelques résultats fondamentaux ressortent de notre analyse. D'une part, l'Europe centrale et orientale, dans son ensemble, a réussi sa désinflation et le taux de change apparaît comme l'instrument d'ancrage nominal efficace dans la mesure où un choc de change négatif permet de réduire le niveau général des prix tout en créant même de la croissance économique. Mais la décomposition selon le critère géographique ne permet pas de résoudre le problème d'hétérogénéité des ratios de sacrifice. D'autre part, la prise en compte des effets individuels fixes, propres à l'analyse des données de panel n'influence que faiblement la dynamique de la production et des prix en Europe centrale et orientale. De plus, l'ancrage nominal du taux de change est efficace en régime de change fixe, moins en régime de change flexible et les coûts de désinflation, en termes de baisse de production, sont plus importants en régime de change fixe. Enfin, les pays d'Europe centrale et orientale, ayant recouru à plusieurs stratégies de change et d'ancrage nominal, enregistrent les mêmes résultats que les économies latino-américaines, également connues pour leurs multiples ancrages nominaux : l'ancrage nominal du taux de change est inefficace pour réduire l'inflation, alors qu'il provoque même des effets récessionnistes pendant les phases stabilisatrices.

6.1 La caractérisation des données de panel

L'analyse en panel des coûts de la désinflation en Europe centrale et orientale à partir de la modélisation VAR structurel dépend grandement du panel de pays considérés et de la période de l'étude. Elle suscite la caractérisation des panels et, comme l'analyse des séries temporelles, l'étude de la non stationnarité des séries retenues. Cela requiert un minimum d'homogénéité pour aboutir à des conclusions robustes.

6.1.1 Le champ de l'étude

Pour étudier les coûts de la désinflation et calculer le ratio de sacrifice de l'ensemble des pays d'Europe centrale et orientale, nous construisons un modèle VAR structurel à quatre variables endogènes pour les 20 pays cités et étudiés dans le deuxième chapitre : le produit, le taux d'inflation, le taux de croissance de la masse monétaire et le taux de dévaluation du taux de change. Les séries sont annuelles, extraites de la base de données du Fonds Monétaire International et du Rapport de Transition 2007 de la Banque Européenne pour la Reconstruction et le Développement, couvrant la période allant de 1991 à 2006 (de 1993 pour certains pays)⁸². L'homogénéité nécessaire à l'étude des séries en panel nous conduit à décomposer notre échantillon de 20 pays en plusieurs sous groupes homogènes. Deux éléments ont été retenus pour ce classement : **le critère géographique** et le degré de sévérité de la politique de désinflation basée sur **le choix du régime de change**.

Premièrement, notre étude portera sur les coûts de la désinflation de quatre groupes de pays ayant les mêmes critères géographiques :

- **Panel 1** : l'ensemble des pays d'Europe centrale et orientale pour une période allant de 1993 à 2006, soit $N = 20$ et $T = 14$, N étant le nombre de pays du panel, T étant le nombre de périodes.
- **Panel 2** : les pays d'Europe centrale « avancés » que sont la Pologne, la Hongrie, la République Tchèque, la République Slovaque et la Slovénie de 1991 à 2006, soit $N = 5$ et $T = 16$.
- **Panel 3** : les pays Balkaniques que sont l'Albanie, la Bulgarie, la Croatie, la République Macédoine et la Roumanie de 1993 à 2005, soit $N = 5$ et $T = 14$.

⁸² Se reporter à l'**Annexe 6.1** pour les sources des données de l'ensemble des pays, ainsi que des abréviations pour la suite de l'étude.

- **Panel 4** : les pays Baltes (dont l'Estonie, la Lettonie et la Lituanie), la Russie et les pays de l'ancienne Union Soviétique que sont la Moldavie, l'Ukraine, l'Arménie, l'Azerbaïdjan, le Bélarus et le Kazakhstan, de 1993 à 2006, soit $N = 10$ et $T = 14$.

Deuxièmement, nous nous intéresserons aux coûts de la désinflation observés dans les pays ayant choisi le régime de change fixe comme une « *thérapie de choc* » pour réduire le taux d'inflation et ceux qui ont opté pour le gradualisme et le régime de change flexible. Les sous groupes, décomposés selon le choix du régime de change, sont :

- **Panel 5** : les pays ayant appliqué la « *thérapie de choc* » et un régime de change fixe dès leur première tentative de stabilisation que sont la Pologne, la Hongrie, la République Tchèque, la République Slovaque, la Croatie, la République Macédoine et les pays Baltes, pour une période allant de 1993 à 2006, soit $N = 9$ et $T = 14$.
- **Panel 6** : Les pays ayant choisi le régime de change flexible dès leur première tentative de stabilisation pour une période de 1993 à 2006, soit au total $N = 11$ et $T = 14$. Ce panel peut être décomposé en deux sous groupes :
 - **Panel 6a** : Les pays ayant adopté et maintenu l'ancrage nominal de la masse monétaire et la flexibilité du change que sont l'Albanie, la Roumanie, la Slovénie et la Moldavie, soit $N = 4$ et $T = 14$.
 - **Panel 6b** : Les pays ayant choisi le gradualisme, soit ceux qui ont basculé leur régime de change, de la flexibilité à la fixité, durant leur stabilisation, comme la Bulgarie, la Russie, l'Ukraine, l'Arménie, l'Azerbaïdjan, le Bélarus ou le Kazakhstan, soit $N = 7$ et $T = 14$.
- **Panel 7** : les 12 pays d'Amérique latine étudiés dans le *chapitre 5* pour une période allant de 1971 à 2006. L'étude de ce panel devrait permettre une comparaison entre les deux régions et de faire un rapprochement entre les pays ayant recouru à plusieurs régimes de change et stratégies de désinflation.

6.1.2 Les tests de racine unitaire en panel : présentation et résultats

Si les tests de non stationnarité sont devenus une démarche courante dans l'analyse des séries temporelles, la mise en pratique de ces tests sur les données de panel reste une tâche relativement récente. Avant le développement des techniques appropriées pour les panels non stationnaires, plusieurs travaux menés sur les données de panel supposaient implicitement que les variables considérées étaient stationnaires. Ceci limite grandement la fiabilité des résultats obtenus compte tenu de la non prise en compte des propriétés de la non stationnarité des séries utilisées. Les travaux de Levin et Lin (1992) ont été pionniers et ouvrent la voie à de nombreux autres tests

permettant la caractérisation de la stationnarité ou non d'un ensemble de variables. L'intérêt premier derrière l'application des tests de racine unitaire en panel par rapport aux tests des séries temporelles est leur capacité à exploiter des informations supplémentaires provenant de l'ajout de la dimension individuelle à la dimension temporelle habituelle. Ces tests sont ainsi plus puissants que les tests usuels des séries temporelles, de taille réduite, comme dans notre étude où le nombre d'observations pour chaque pays est limité, se situant entre 14 et 16 avec les données annuelles. Durant la dernière décennie, plusieurs méthodes ont été développées. Nous appliquons, dans notre travail, deux types de tests de racine unitaire : les tests de première génération qui prennent en compte l'indépendance entre les pays de la région et les tests de seconde génération qui mettent en évidence au contraire la dépendance entre les individus.

6.1.2.1 Une brève présentation des tests de racine unitaire en panel

Les tests de racine unitaire sur les données de panel prennent en compte ainsi la nouvelle dimension des séries étudiées : la dimension individuelle. Ainsi, une des questions premières des tests de non stationnarité en panel est la forme de l'hétérogénéité individuelle du modèle étudié. Dans un premier temps, plusieurs approches de tests se basent sur l'hypothèse d'homogénéité individuelle, c'est-à-dire l'absence de corrélation de la variable entre les individus. Cette spécification est connue sous le nom des tests de racine unitaire de première génération, dont les travaux pionniers ont été proposés par Levin et Lin en 1992. Depuis le début du nouveau siècle, on assiste à une nouvelle approche connue sous le nom de tests de deuxième génération, qui remettent en cause l'hypothèse d'indépendance interindividuelle, et modélisent les différentes formes de corrélation entre les individus.

6.1.2.1.1 Les tests de première génération : indépendance entre les individus

Les premiers à proposer les tests de racine unitaire en panel sont Levin et Lin (1992). Inspirés des travaux de Dickey et Fuller (1979) dans le cadre de l'analyse des séries temporelles, les deux auteurs ont élaboré leurs tests en se basant notamment sur l'hypothèse de l'existence d'une racine unitaire unique dans la dynamique d'une variable observée pour différents individus. Ces tests, notés LL , sont dérivés des régressions suivantes :

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \phi X_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{p_i} \gamma_{i,s} \Delta X_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t}$$

où $i = 1, \dots, N$ désigne le i -ème individu du panel, $t = 1, \dots, T$ désigne le t -ème observation temporelle et α_i représente les caractéristiques propres à chaque individu (effets individuels fixes), $\alpha_i \neq \alpha_j$ pour $i \neq j$ et $\varepsilon_{i,t}$ désigne le bruit blanc. Le nombre de retards p_i est choisi de façon à éliminer l'autocorrélation des résidus. Les régressions, servant à tester la non stationnarité des variables en niveau, peuvent inclure une constante et/ou une tendance déterministe. Le non rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire indique que la série est caractérisée par une représentation de marche aléatoire⁸³.

La non prise en compte de l'hétérogénéité individuelle dans les tests de racine unitaire de Levin et Lin apparaît peu plausible. Il est en effet difficile de croire à l'existence d'une racine unitaire commune à tous les individus. Certains tests, notamment, ceux d'Im, Peseran et Shin (1997), Maddala et Wu (1999) et Choi (2001) ont ainsi permis de répondre à cette critique en autorisant une hétérogénéité de la racine autorégressive.

Le test d'Im, Peseran et Shin (1997), noté *IPS*, repose sur un modèle avec effets individuels, sans tendance déterministe et en l'absence d'autocorrélation des résidus soit :

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \phi_i X_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{p_i} \gamma_{i,s} \Delta X_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T$$

où α_i désigne les effets individuels fixes et $\varepsilon_{i,t}$ le terme aléatoire pour $i = 1, \dots, N$.

Ainsi, au lieu de supposer que le paramètre ϕ_i est identique pour tous les individus comme le supposaient Levin et Lin (1992), la méthodologie d'*IPS* propose un test de racine unitaire dans un contexte de données de panel en utilisant la moyenne des statistiques individuelles de Dickey-Fuller Augmenté des régressions permettant de tester l'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les individus i ($\phi_i = 0$)⁸⁴.

Le troisième test souvent utilisé dans le cadre de l'analyse des données de panel est un test non paramétrique de Fisher (1932), présenté de façon générale par Maddala et Wu (1999), noté test *MW*. Les hypothèses du test *MW* sont similaires à celles du test *IPS*, ce qui permet une comparaison directe entre les deux tests de racine unitaire. Comme le test *IPS*, le test *MW* repose sur une combinaison de N tests individuels de racine unitaire indépendants. Cependant, alors que le test d'*IPS* utilise l'ensemble des statistiques de Dickey-Fuller, le test *MW* combine les seuils de significativité (c'est-à-dire les *p-values*) des N tests individuels indépendants. L'obtention de la statistique *MW* est simple une fois que les *p-values* sont déterminées⁸⁵. Selon les simulations Monte Carlo effectuées par Maddala et Wu (1999), de manière générale, le test *MW* basé sur les

⁸³ Se reporter à l'**Annexe Technique 6.1** pour une présentation complète de la statistique du test de Levin et Lin.

⁸⁴ Se reporter à l'**Annexe Technique 6.1** pour la présentation générale du test d'*IPS*.

⁸⁵ Se reporter à l'**Annexe Technique 6.1** pour la construction des statistiques de Maddala et Wu.

tests de Dickey-Fuller individuels est plus performant que les tests d'*IPS* et de Levin et Lin dans la mesure où il est plus puissant et provoque moins de distorsion de taille.

Ainsi, les trois tests de première génération présentés dans cette section offrent un moyen simple d'étudier la non stationnarité des données de panel. En effet, l'utilisation de l'hypothèse d'indépendance interindividuelle permet d'établir les distributions statistiques de tests et d'obtenir généralement de distributions asymptotique normales. Cependant, au-delà de la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle, l'analyse des données de panel nécessite également la prise en compte des éventuelles corrélations entre individus. Les tests de seconde génération proposent alors d'exploiter ces informations pour définir de nouvelles statistiques.

6.1.2.1.2 Les tests de deuxième génération : dépendance entre les individus

Plusieurs tests ont été développés dans le but de prendre en compte les différentes formes de dépendance interindividuelle. La plupart s'inscrivent dans la ligne des travaux de base proposés par Bai et Ng (2001) et retiennent l'étude d'un modèle à facteurs communs. Nous procédons à trois tests de deuxième génération les plus souvent utilisés dans le cadre de ce chapitre : le test de Moon et Perron (2004), le test de Peseran (2003) et le test de Choi (2002).

Moon et Perron (2004) utilisent un modèle autorégressif à facteurs communs pour prendre en compte la dépendance interindividuelle. Mais, à la différence des premiers, ils proposent un test de racine unitaire directement sur la série observable $X_{i,t}$ et non pas de façon séparée dans les composantes individuelle et commune. Dès lors, Moon et Perron construisent deux t -statistiques, notées t_a et t_b , modifiées de l'hypothèse nulle de racine unitaire⁸⁶. Ces statistiques possèdent les mêmes caractéristiques que les statistiques *LL* et *IPS* dans la mesure où Moon et Perron tentent de transformer le modèle de sorte d'éliminer les composantes communes de la série $X_{i,t}$ et de tester ensuite la racine unitaire sur les séries en écarts aux facteurs communs, c'est-à-dire sur les composantes idiosyncratiques. En supprimant les dépendances interindividuelles, on retrouve alors les distributions asymptotiques normales comme dans les tests *IPS* ou *LL*, mais la différence fondamentale est que les statistiques de test sont construites ici à partir de données transformées, prises en écarts aux composantes communes et donc indépendantes dans la dimension individuelle.

Comme Moon et Perron (2004), Choi (2002) propose un test de racine unitaire directement sur la série observée $X_{i,t}$ en transformant le modèle à facteurs communs afin d'éliminer les corrélations interindividuelles et les éventuelles composantes déterministes. Le test est donc

⁸⁶ Se reporter à l'**Annexe Technique 6.2** pour la construction de deux statistiques de Moon et Perron.

également basé sur le terme idiosyncratique du modèle à tendance commune. La construction du test de Choi comporte deux étapes : éliminer la composante commune et la composante déterministe, puis tester individuellement la présence de racine unitaire de la variable transformée. Les tests individuels de racine unitaire et les combinaisons de leurs niveaux de significativité permettront par la suite de déterminer trois statistiques de type Fisher de test en panel, notées P_m , Z et L^* ⁸⁷.

Pesaran (2003), de son côté, a choisi d'effectuer un test unique directement sur la série « brute » $X_{i,t}$ sans passer par la décomposition entre les composantes déterministe et idiosyncratique. Pour cela, l'auteur a choisi d'ajouter à la régression de base les moyennes individuelles de $X_{i,t-1}$ et des différences premières $\Delta X_{i,t}$ pour obtenir un modèle augmenté de type *CADF* (*Cross Sectionnally Augmented Dickey-Fuller*). Dès lors, Pesaran propose une statistique moyenne de type *IPS*, appelée *CIPS*, qui est, en fait, une généralisation de la statistique *t-bar* du test *IPS*. Le test de Pesaran se démarque des autres tests dans la mesure où les distributions asymptotiques sont non standard et leurs seuils critiques sont tabulés par l'auteur lui-même pour différentes tailles T et N , ainsi que pour différentes valeurs du risque de première espèce⁸⁸.

6.1.2.2 Les résultats et les spécifications du modèle VAR

Considérons à présent l'application des tests de racine unitaire de première et seconde génération portant sur les quatre variables : le produit, le taux d'inflation, le taux de croissance de la masse monétaire et le taux de dévaluation. Les tests sont menés sur une spécification avec une constante et un retard. Les résultats de ces tests pour chacun des sous groupes sont présentés dans les **Annexes 6.2** et **6.3**.

6.1.2.2.1 Selon la zone géographique

L'**Annexe 6.2** reporte les principaux résultats pour les différents panels géographiques de l'Europe centrale et orientale. On constate que la plupart des statistiques convergent vers l'absence de racine unitaire dans le taux d'inflation, la croissance monétaire et le taux de dévaluation. En revanche, les tests de première ou deuxième génération conduisent à un diagnostic plus contrasté sur la présence d'une racine unitaire dans le produit réel. La plupart des tests de première génération indiquent l'existence d'une racine unitaire dans la dynamique du

⁸⁷ Se reporter à l'**Annexe Technique 6.2** pour la présentation du test de Choi.

⁸⁸ Se reporter à l'**Annexe Technique 6.2** pour la présentation du test de Pesaran.

produit dans tous les panels. L'application du test LL montre que la série produit est non stationnaire. Les résultats sont confirmés lorsqu'on prend en compte l'hétérogénéité de la racine autorégressive avec le test d' IPS et de MW . A partir du même ordre de retard dans la composante autorégressive individuelle que dans le test LL , les statistiques IPS et MW conduisent à accepter l'hypothèse nulle de racine unitaire.

Les tests de seconde génération donnent en revanche des résultats plus contrastés. Tandis que trois statistiques de Choi concluent à la présence d'une racine unitaire dans la dynamique du produit en niveau pour l'ensemble des quatre panels, le test de Moon et Perron indique le contraire. En effet, les statistiques t_a et t_b rejettent complètement l'hypothèse de racine unitaire dans le produit. Il faut en effet souligner que le test de Moon et Perron est défini uniquement sur la composante d'écart au facteur commun, ce qui expliquerait le rejet de l'hypothèse nulle. Le test de Pesaran conclut aussi à la stationnarité du produit dans le **panel 1, 3 et 4**. Finalement, nous considérons qu'il n'y a pas d'évidence suffisante en faveur de la stationnarité du produit.

Conclusion : Nous retenons ainsi, pour quatre zones géographiques d'Europe centrale et orientale, la spécification VAR suivante : le taux de croissance du produit, Δy_{it} , le taux d'inflation π_{it} , la croissance monétaire Δm_{it} et le taux de dévaluation Δe_{it} , avec $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$.

6.1.2.2.2 Selon le régime de change

Toutes les statistiques, reportées dans l'**Annexe 6.3**, ont conclu à la stationnarité du taux d'inflation, de la croissance monétaire et du taux de dévaluation pour les groupes des pays en transition issus de la deuxième méthode de décomposition, selon le régime de change. Seul le test LL a retenu l'hypothèse de racine unitaire du taux de dévaluation latino-américain. Le test de Moon et Perron suggère aussi l'absence d'une racine unitaire dans la série produit dans tous les panels. La stationnarité du produit est obtenue par le test de Pesaran pour le **panel 6b** et **7**. Cependant, il nous paraît préférable de modéliser la série produit comme un processus intégré d'ordre un.

Conclusion : Nous retenons pour cinq panels, décomposées selon le régime de change, la même spécification VAR: le taux de croissance du produit, Δy_{it} , le taux d'inflation π_{it} , la croissance monétaire Δm_{it} et le taux de dévaluation Δe_{it} , avec $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$.

6.2 La modélisation du VAR structurel en panel et le calcul du ratio de sacrifice

Comme en séries temporelles, le calcul du ratio de sacrifice nécessite la détermination des fonctions de réponse des prix et de la production à un choc de politique désinflationniste. L'ajout de la dimension individuelle à la dimension temporelle des données de panel ne modifie pas pour autant la détermination des chocs structurels et des fonctions de réponse. La caractérisation des séries en panel conduit à mettre en place une modélisation à quatre variables suivantes : le taux de croissance du produit, le taux d'inflation, le taux de croissance de la masse monétaire et le taux de dévaluation. Soit le système suivant : $X_{it} = [\Delta y_{it}, \Delta p_{it}, \Delta m_{it}, \Delta e_{it}]$, les indices $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$ reflétant la dimension individuelle et temporelle de l'échantillon (N le nombre total d'individus du panel, T le nombre total d'observations). Les coûts de la désinflation seront estimés à partir de deux méthodes : une estimation dans le cadre d'un modèle homogène et une estimation d'un modèle plus hétérogène, avec l'introduction des effets individuels fixes.

Nous allons présenter en premier lieu une spécification homogène du processus VAR qui suggère que chaque panel est un ensemble homogène et le modèle étudié est parfaitement identique pour tous les pays. Nous présentons ensuite un modèle plus hétérogène qui suppose l'existence de coefficients identiques pour chaque individu mais des spécificités propres à chaque individu sont capturées par des constantes introduites dans le modèle. Ce deuxième modèle est souvent connu sous le nom du modèle à effets individuels fixes. Nous terminerons par une discussion sur le calcul du ratio de sacrifice issu de la modélisation du VAR structurel. La méthode de calcul de ces coûts de désinflation reste similaire à celle présentée lors de l'étude en séries temporelles.

6.2.1 Le modèle VAR en panel

Avant de présenter les deux modèles, nous commencerons tout d'abord par expliquer comment obtenir une écriture vectorielle de chaque modèle.

6.2.1.1 L'écriture vectorielle du modèle

Il existe deux manières d'empiler les données : l'empilement selon les pays et l'empilement selon les dates :

- ***L'empilement par pays*** : pour une variable donnée, les T réalisations historiques de chaque pays sont stockées dans un vecteur colonne, et les N vecteurs colonnes ainsi obtenus sont empilés à la suite des uns des autres dans l'ordre des pays.
- ***L'empilement par date*** : pour une variable donnée, les N réalisations individuelles pour une date donnée sont stockés dans un vecteur colonne, et les T vecteurs colonnes ainsi obtenus pour toutes les dates sont empilés à la suite des uns des autres.

Nous allons opter, pour des raisons pratiques, pour la méthode d'empilement par pays. Ainsi, pour un échantillon de N pays observés sur T périodes, notre système aura la forme :

$$X = \begin{pmatrix} \Delta y \\ \Delta p \\ \Delta m \\ \Delta e \end{pmatrix} \text{ avec : } \Delta y = \begin{pmatrix} \Delta y_1 \\ \Delta y_2 \\ \dots \\ \Delta y_N \end{pmatrix}, \Delta p = \begin{pmatrix} \Delta p_1 \\ \Delta p_2 \\ \dots \\ \Delta p_N \end{pmatrix}, \Delta m = \begin{pmatrix} \Delta m_1 \\ \Delta m_2 \\ \dots \\ \Delta m_N \end{pmatrix} \text{ et } \Delta e = \begin{pmatrix} \Delta e_1 \\ \Delta e_2 \\ \dots \\ \Delta e_N \end{pmatrix}$$

et pour $i = 1, \dots, N$ et $t = 1, \dots, T$:

$$\Delta y_i = \begin{pmatrix} \Delta y_{i,1} \\ \Delta y_{i,2} \\ \dots \\ \Delta y_{i,T} \end{pmatrix}, \Delta p_i = \begin{pmatrix} \Delta p_{i,1} \\ \Delta p_{i,2} \\ \dots \\ \Delta p_{i,T} \end{pmatrix}, \Delta m_i = \begin{pmatrix} \Delta m_{i,1} \\ \Delta m_{i,2} \\ \dots \\ \Delta m_{i,T} \end{pmatrix} \text{ et } \Delta e_i = \begin{pmatrix} \Delta e_{i,1} \\ \Delta e_{i,2} \\ \dots \\ \Delta e_{i,T} \end{pmatrix}$$

6.2.1.2 La présentation du modèle VAR en panel

Lorsqu'on considère un échantillon de données de panel, plusieurs méthodes sont disponibles, notamment une spécification homogène et une autre plus hétérogène prenant en compte les effets individuels. Dans le cadre de notre étude, nous allons, tout d'abord, présenter une modélisation VAR homogène avant d'introduire les caractéristiques spécifiques à chaque pays exprimées à travers un vecteur de constantes déterministes.

6.2.1.2.1 Le modèle VAR homogène

La spécification VAR homogène suppose en premier lieu l'absence des spécificités propres à chaque pays dans le modèle. Les coefficients des différentes variables explicatives, ainsi que les chocs structurels sont identiques pour tous les pays du panel. Soient p est l'ordre du modèle, c le vecteur des constantes et A_h le polynôme des retards identique pour tous les pays i et u un bruit blanc de matrice variance – covariance Σ . Spécifiquement, le modèle s'écrit comme suit :

$$X_{it} = c + \sum_{h=1}^p A_h X_{it-h} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

6.2.1.2.2 Le modèle VAR avec effets individuels fixes

Cependant, les caractéristiques spécifiques à chaque pays pourraient avoir une incidence sur l'évolution générale des variables endogènes de l'ensemble du panel. C'est pourquoi nous sommes amenées à estimer également un modèle VAR à quatre variables, en prenant en compte les effets individuels fixes. Dans ce type de modèle, les coefficients restent toujours identiques pour tous les pays. La seule source d'hétérogénéité provient des constantes individuelles. On suppose en outre que ces coefficients sont des constantes déterministes qui diffèrent selon les individus. Ainsi, le modèle VAR à quatre variables en panel avec les effets individuels fixes s'écrit :

$$X_{it} = \sum_{h=1}^p A_h X_{it-h} + \gamma_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T$$

γ représente le coefficient des caractéristiques individuelles qui sont constantes au cours du temps et qui sont modélisées de manière déterministe par le vecteur unitaire. La matrice des effets individuels fixes s'écrit donc :

$$\begin{pmatrix} 1_T & 0_T & \dots & 0_T \\ 0_T & 1_T & \dots & 0_T \\ \dots & 0_T & \dots & \dots \\ 0_T & 0_T & \dots & 1_T \end{pmatrix}_{(NT, N)}$$

6.2.2 L'identification des chocs de politique de désinflation

L'introduction de la dimension individuelle et l'analyse du modèle VAR avec les données de panel ne modifient pas toutes les propriétés concernant le passage d'un modèle canonique à un modèle structurel. Le vecteur des innovations u_{it} n'a toujours aucune interprétation économique. Or, le but est d'identifier l'impact d'un choc structurel de politique désinflationniste sur les trajectoires du produit et des prix (le taux d'inflation est stationnaire ici). Nous sommes amenées alors à utiliser la forme structurelle du modèle, obtenue à partir de l'écriture moyenne mobile. Dans le cadre du modèle VAR homogène sans effets individuels fixes, la forme en moyenne mobile s'écrit :

$$Z_{it} = X_{it} - \mu = D(L)\varepsilon_{it} = \sum_{h=0}^{\infty} D_h \varepsilon_{it-h}$$

où Z_{it} représente le processus de l'écart des séries par rapport à sa moyenne commune μ . ε_{it} est le vecteur des innovations structurelles de matrice variance – covariance Ω . La matrice $D(L)$ peut être écrite comme suit :

$$\begin{aligned}
Z_{it} = \begin{pmatrix} \Delta y_{it} - \mu \\ \pi_{it} - \mu \\ \Delta m_{it} - \mu \\ \Delta e_{it} - \mu \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) & D_{13}(L) & D_{14}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) & D_{23}(L) & D_{24}(L) \\ D_{13}(L) & D_{32}(L) & D_{33}(L) & D_{34}(L) \\ D_{41}(L) & D_{42}(L) & D_{43}(L) & D_{44}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^y \\ \varepsilon_{it}^d \\ \varepsilon_{it}^m \\ \varepsilon_{it}^e \end{pmatrix} \\
&= \sum_h L^h \begin{pmatrix} d_{11}^h & d_{12}^h & d_{13}^h & d_{14}^h \\ d_{21}^h & d_{22}^h & d_{23}^h & d_{24}^h \\ d_{31}^h & d_{32}^h & d_{33}^h & d_{34}^h \\ d_{41}^h & d_{42}^h & d_{43}^h & d_{44}^h \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^y \\ \varepsilon_{it}^d \\ \varepsilon_{it}^m \\ \varepsilon_{it}^e \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

avec ε_{it}^y étant le choc d'offre agrégée, ε_{it}^d le choc de demande privée, ε_{it}^m le choc de politique monétaire et ε_{it}^e le choc de politique de change⁸⁹.

Dans le cadre du modèle VAR avec effets individuels fixes, cette forme en moyenne mobile est obtenue à partir de l'écart des séries X_{it} par rapport à la moyenne individuelle, soit :

$$Z'_{it} = X_{it} - \mu_i = D'(L)\varepsilon_{it} = \sum_{h=0}^{\infty} D'_h \varepsilon_{it-h}$$

On remarquera que dans le cadre du modèle avec effets fixes, les chocs structurels identifiés captureront les spécificités propres à chaque pays qui peuvent affecter les fonctions de réponse des variables de l'ensemble du panel. La matrice D'_h , représentant les fonctions de réponse aux quatre impulsions structurelles sur les éléments de X'_{it} , est bien sur différente de $D(L)$ du modèle sans effets individuels. Elle s'écrira :

$$\begin{aligned}
Z'_{it} = \begin{pmatrix} \Delta y_{it} - \mu_i \\ \pi_{it} - \mu_i \\ \Delta m_{it} - \mu_i \\ \Delta e_{it} - \mu_i \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} D'_{11}(L) & D'_{12}(L) & D'_{13}(L) & D'_{14}(L) \\ D'_{21}(L) & D'_{22}(L) & D'_{23}(L) & D'_{24}(L) \\ D'_{13}(L) & D'_{32}(L) & D'_{33}(L) & D'_{34}(L) \\ D'_{41}(L) & D'_{42}(L) & D'_{43}(L) & D'_{44}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^y \\ \varepsilon_{it}^d \\ \varepsilon_{it}^m \\ \varepsilon_{it}^e \end{pmatrix} \\
&= \sum_h L^h \begin{pmatrix} d'^h_{11} & d'^h_{12} & d'^h_{13} & d'^h_{14} \\ d'^h_{21} & d'^h_{22} & d'^h_{23} & d'^h_{24} \\ d'^h_{31} & d'^h_{32} & d'^h_{33} & d'^h_{34} \\ d'^h_{41} & d'^h_{42} & d'^h_{43} & d'^h_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{it}^y \\ \varepsilon_{it}^d \\ \varepsilon_{it}^m \\ \varepsilon_{it}^e \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

Les coefficients estimés du polynôme des retards de la représentation en moyenne mobile $D(L)$ ou $D'(L)$ représentent les réactions de différentes variables endogènes du modèle à un choc structurel. Les fonctions de réponse du produit et des prix nous permettent ainsi de déterminer une mesure des coûts d'une désinflation pour chaque région. Comme l'étude en séries temporelles, l'obtention des fonctions de réponse des variables endogènes aux chocs structurels nécessite l'imposition de six restrictions supplémentaires. On utilise, ici, les mêmes restrictions à

⁸⁹ Le passage du modèle VAR canonique en modèle VAR structurel avec les données de panel est identique à la spécification en séries temporelles. La méthodologie de cette transformation du modèle canonique ainsi que l'identification des restrictions structurelles sont présentées dans l'**Annexe Technique 5.3** du **chapitre 5**.

priori, de court et long terme, utilisées lors de la modélisation VAR structurel en séries temporelles :

- Les chocs de demande privée, les chocs du taux de change et les chocs monétaires n'ont pas d'effet à long terme sur le niveau du produit, soit $D_{12}(1) = D_{13}(1) = D_{14}(1) = 0$ ou $D'_{12}(1) = D'_{13}(1) = D'_{14}(1) = 0$
- Compte tenu des délais de transmission entre la sphère monétaire et la sphère réelle, il n'y a pas d'effet instantané d'un choc de nature monétaire et d'un choc de taux de change sur le produit, ce qui signifie : $D_{13}(0) = D_{14}(0) = 0$ ou $D'_{13}(0) = D'_{14}(0) = 0$
- Compte tenu du fait que la Banque centrale a tendance à agir immédiatement aux changements de l'offre et de la demande et qu'elle tarde à répondre aux variations du taux de change, l'impact du choc du taux de change sur l'offre de monnaie est donc retardé. Par conséquent, le choc du change n'a pas d'impact instantané sur la croissance monétaire, alors : $D_{34}(0) = 0$ ou $D'_{34}(0) = 0$

6.2.3 Les ratios de sacrifice avec l'inflation stationnaire

A la différence de l'étude présentée dans le *chapitre 5*, les fonctions de réponse du produit et des prix sont calculés pour l'ensemble d'un panel, une région et non pour un pays i en particulier. Tous les individus issus d'un panel ont donc la même réaction à un choc structurel et par conséquent de mêmes coûts de désinflation et un même ratio de sacrifice. Sous l'hypothèse qu'une politique de réduction du taux de dévaluation ou une politique de resserrement de la masse monétaire correspondent à une politique de désinflation, on obtient ainsi des ratios de sacrifice et par conséquent une indication sur les prix à payer, en termes de production, d'une réduction du taux d'inflation. Théoriquement, le ratio de sacrifice est défini comme le rapport entre les pertes cumulées de la production et la réduction permanente du taux d'inflation issues d'un choc négatif, soit du taux de change, soit de la masse monétaire. Cette définition implique que le taux d'inflation est non stationnaire. Or, les tests de racine unitaire avec les données de panel ont conclu unanimement à la stationnarité de la série. Dans ce cas, nous allons utiliser la seconde définition largement exposée dans le *chapitre 5*. En effet, dans le cadre du modèle à inflation stationnaire, le ratio de sacrifice sera considéré comme les prix à payer, en termes de production, d'une action de la Banque centrale afin de ramener le taux d'inflation à son niveau d'équilibre de long terme. Il est égal alors au rapport entre la somme des déviations cumulées de la production et la somme des déviations temporaires de l'inflation.

Ainsi, le ratio de sacrifice correspond bien aux prix à payer, en termes de production, suite à une réduction d'un point d'inflation. Nous obtenons alors deux types de ratios de sacrifice, l'un

issu d'un choc négatif du taux de change assimilé à une désinflation basée sur une réduction du taux de dévaluation (noté RS_E), l'autre à partir d'un choc monétaire négatif assimilé à un resserrement de la masse monétaire (noté RS_M) pour chaque panel. Dans le cadre du modèle VAR homogène sans effets fixes, on a :

$$RS_E(\tau_e) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^\pi}}{\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial \pi_{t+\tau_e}}{\partial \varepsilon_t^\pi}} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_e} \sum_{j=0}^h \frac{\partial \Delta y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^e}}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{24}^h} = \frac{\sum_{h=0}^0 d_{14}^h + \sum_{h=0}^1 d_{14}^h + \dots + \sum_{h=0}^{\tau_e} d_{14}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{24}^h} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_e} \sum_{j=0}^h d_{14}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{24}^h}$$

et :

$$RS_M(\tau_m) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_m} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^m}}{\sum_{j=0}^{\tau_m} \frac{\partial \pi_{t+\tau_m}}{\partial \varepsilon_t^m}} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_m} \sum_{j=0}^h \frac{\partial \Delta y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^m}}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h} = \frac{\sum_{h=0}^0 d_{13}^h + \sum_{h=0}^1 d_{13}^h + \dots + \sum_{h=0}^{\tau_m} d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_m} \sum_{j=0}^h d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h}$$

$d_{13}(L)$ et $d_{14}(L)$: les effets sur la croissance du produit des chocs de politique monétaire et des chocs de politique de change. Ces effets sont les mêmes pour tous les individus i du panel.

$d_{23}(L)$ et $d_{24}(L)$: les effets sur le taux d'inflation des chocs de politique monétaire et des chocs de politique de change, ces effets étant les mêmes pour chaque individu i du panel.

τ_e et τ_m expriment, quant à eux, le nombre de période d'effectivité des chocs de politique de change et de politique monétaire.

De même pour le calcul des ratios de sacrifice dans le cadre d'une modélisation VAR avec effets individuels fixes. Les fonctions de réponse de la croissance et de l'inflation aux chocs de politique de change sont déterminées par $d'_{13}(L)$ et $d'_{14}(L)$ et celles aux chocs de politique monétaire sont déterminées par $d'_{23}(L)$ et $d'_{24}(L)$.

A partir de cette méthode d'estimation, nous sommes en mesure de déterminer les ratios de sacrifice pour les différents panels identifiés dans la première section. Nous signalons, avant de passer aux résultats empiriques concernant les fonctions de réponse et l'estimation des ratios de sacrifice, que le nombre de retards, retenu pour chaque modèle VAR des 9 groupes, est sélectionné à partir des critères d'information (critères d'Akaike, de Schwarz ou de Hannan-Quinn)⁹⁰. Les résultats reportés dans l'**Annexe 6.4** suggèrent de retenir deux retards pour la plupart des modèles, un retard pour le **panel 3** des pays des Balkans et le **panel 6b** des pays ayant modifié leur stratégie de change durant la transition. L'ordre du modèle autorégressif étant identifié, l'estimation VAR permettra de déterminer les fonctions de réponse du produit et de l'inflation aux différents chocs structurels.

⁹⁰ La détermination des critères d'information est présentée dans la première section du **chapitre 5**.

6.3 Des ratios de sacrifice hétérogènes selon la zone géographique

Etudier les coûts de la désinflation pour chacune des économies d'Europe centrale et orientale représente une tâche délicate compte tenu de l'indisponibilité des données statistiques. C'est pourquoi l'étude en panel sur l'ensemble des pays de la région et plus particulièrement, sur des groupes des pays partageant de fortes similarités peut nous apporter des informations intéressantes quant aux réactions différentes de la production et des prix aux chocs de politique de désinflation. Nous choisissons, dans cette section, de calculer les coûts de désinflation pour quatre panels :

- Le **Panel 1** regroupe l'ensemble des 20 pays d'Europe centrale et orientale, noté « *PECO* », de 1993 à 2006. Il regroupe ainsi trois sous groupes décomposés selon le critère géographique présentés ci-dessous, soit un modèle à $N = 20$ individus et $T = 14$ périodes.
- Le **Panel 2**, noté « *Central* », comprend les économies avancées de l'Europe centrale que sont la Pologne, la Hongrie, la République Tchèque, la Slovaquie et la Slovénie pour une période allant de 1992 à 2006, soit un modèle $N = 5$ et $T = 15$ périodes.
- Le **Panel 3**, noté « *Balkan* », regroupe les pays des Balkans que sont l'Albanie, la Bulgarie, la Croatie, l'ex République Yougoslave de Macédoine et la Roumanie, pour une période de 1993 à 2006, soit un modèle $N = 6$ et $T = 14$ périodes.
- Le **Panel 4**, noté « *Soviétique* », est composé des pays Baltes ainsi que des principaux pays de l'ancienne Union Soviétique comme la Russie, la Moldavie, l'Ukraine, l'Arménie, l'Azerbaïdjan, le Bélarus et le Kazakhstan pour une période allant de 1993 à 2006, soit un modèle $N = 9$ et $T = 15$ périodes.

Nous commençons tout d'abord par analyser les fonctions de réponse en supposant que l'Europe centrale et orientale ainsi que les sous-groupes sont un ensemble homogène, sans effets individuels avant de discuter l'influence des caractéristiques individuelles dans la modélisation VAR, ainsi que dans le calcul des ratios de sacrifice.

6.3.1 L'efficacité de l'ancrage nominal du taux de change

Le **graphique 6.1** et **6.2** présentent respectivement les réactions de l'indice des prix (variations cumulées du taux d'inflation) et de la production (variations cumulées du taux de croissance) à un choc de change négatif pour quatre zones géographiques dans le cadre d'une

modélisation VAR sans effets individuels fixes. Avant d'analyser les principaux résultats concernant la réaction de la production et du taux d'inflation, nous soulignons que l'examen des fonctions de réponse obtenues révèle une parfaite identification du choc du taux de change (voir **Annexe 6.10**⁹¹). Assimilés aux chocs de politique de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, l'effet initial est significativement négatif. Le choc de change négatif correspond bien à une réduction du taux de dévaluation du change nominal et entraîne une appréciation de la monnaie nationale par rapport à la devise américaine (effets cumulés en niveau du taux de dévaluation). Si dans les quatre zones géographiques, le choc de change négatif entraîne bien une baisse durable de l'indice des prix à la consommation, son impact sur la production a été beaucoup plus hétérogène.

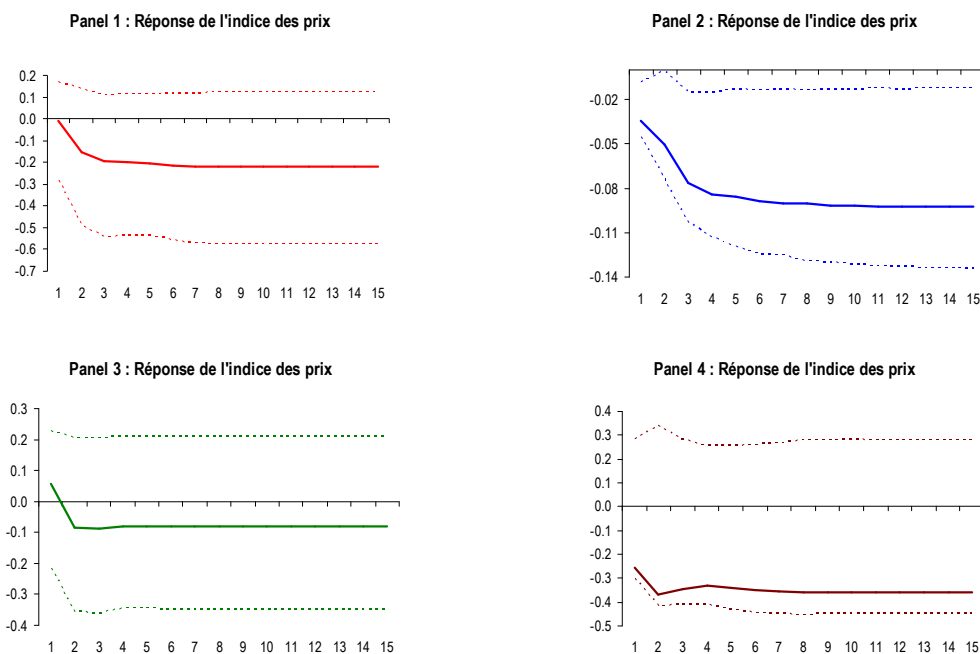
6.3.1.1 Les chocs négatifs du taux de change sont désinflationnistes...

Conformément à ce qui est attendu sur le plan théorique, nous obtenons des allures conventionnelles de fonction de réaction de l'indice des prix à la consommation pour l'ensemble des pays d'Europe centrale et orientale du **panel 1**. En effet, le choc du taux de change négatif, soit une réduction du taux de dévaluation ou une appréciation du taux de change nominal, s'accompagne d'une baisse durable du niveau des prix dès la première année pour atteindre le maximum d'efficacité à la période suivante (**graphique 6.1**). Cette tendance est confirmée notamment dans les pays Baltes et des pays de l'ancienne Union Soviétique (**panel 4**). Dans les pays avancés de l'Europe centrale (**panel 2**), la baisse des prix débute dès la première année mais a pris plus de temps pour atteindre son niveau maximum. En revanche, dans les Balkans (**panel 3**), on assiste à une augmentation de l'indice général des prix lors de la période suivie par une baisse permanente à partir de la deuxième année.

L'utilisation du taux de change comme ancrage nominal apparaît comme une stratégie intéressante pour réduire le taux d'inflation en Europe centrale et orientale dans son ensemble. Cette hypothèse se confirme si l'on regarde la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. En effet, l'impact du choc du taux de change sur l'évolution de l'indice des prix restent relativement significatifs. Dans son ensemble (**panel 1**), la contribution du choc du taux de change à la dynamique des prix se situe aux alentours de 25% à la première période et de 15% en moyenne à long terme (voir **l'Annexe tableau 6.5.a**). Cette contribution plus ou moins importante dans l'évolution de l'inflation semble refléter la situation en Europe centrale, dans les pays Baltes et les anciennes économies soviétiques. Dans le **panel 2**, le choc du change explique

⁹¹ Nous nous intéressons principalement aux réactions des prix et de la production au choc négatif du taux de change, les autres fonctions de réponse, de la masse monétaire et du taux de change, seront désormais présentées dans l'**Annexe 6.10**.

11% de la variance de l'indice des prix dès la première période pour augmenter au fur et à mesure et atteindre plus de 27% en moyenne à partir de la sixième période. Dans le **panel 4**, de façon permanente, la contribution a été aux alentours de 15% à la première période pour se stabiliser autour de 10% à long terme. En revanche, le taux de change semble jouer un rôle négligeable dans l'explication de l'évolution des prix de la région Balkan. De façon instantanée, le choc de change explique seulement 2% en moyenne de la dynamique des prix que ce soit à court ou à long terme.

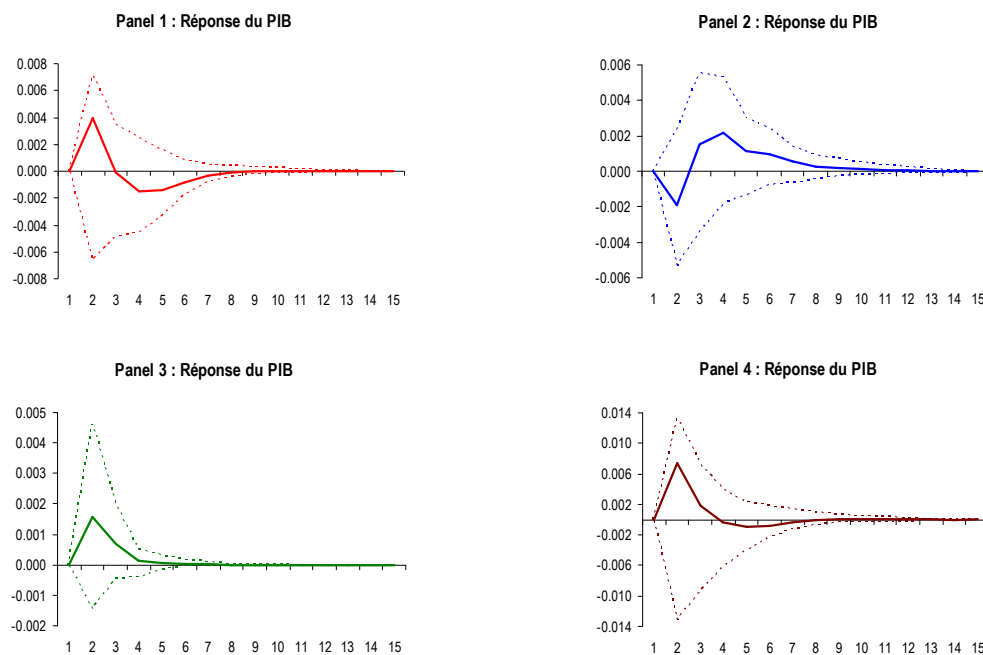


Graphique 6.1 : *Les réactions des prix au choc négatif du taux de change en Europe centrale et orientale – Zones géographiques (sans effets individuels fixes)*

6.3.1.2 ... et souvent « favorables » à la production : le « *boom-récession* » européen ?

Nous étudions à présent les réponses du produit de différents groupes de l'Europe centrale et orientale à un choc négatif du taux de change. Si les réactions du taux d'inflation à une réduction du taux de dévaluation sont conformes aux suppositions théoriques, l'allure attendue de la production n'est, au contraire, pas confirmée. Alors que la théorie macroéconomique préconise une baisse transitoire de la production comme conséquence immédiate d'un choc de change négatif, le **graphique 6.2** montre cependant que pour l'ensemble des pays du **panel 1**, l'appréciation du taux de change nominal est marquée par un début expansionniste suivi d'une récession, avec un pic de production dès la deuxième période. A l'intérieur de la région, on

assiste également à l'expansion initiale de la production dans les Balkans et dans les pays de l'ancienne Union Soviétique. Dans ces groupes et à l'image de celle de l'ensemble des pays de l'échantillon, la production atteint son niveau maximum dès la deuxième année. Alors que la production des Balkans tend au fur et à mesure vers son niveau de long terme pour respecter l'identification structurelle, les anciennes économies soviétiques ont enregistré de profondes récessions à partir de la troisième année. Ainsi, ces résultats semblent suggérer la présence, en Europe centrale et orientale, du phénomène « *expansion maintenant – récession plus tard* », proposé par Rodriguez (1982), Kiguel et Liviatan (1992) ou encore Végh (1992) et Calvo et Végh (1994) pour l'ensemble des pays d'Amérique latine ayant appliqué les désinflation basées sur l'ancrage nominal du taux du taux de change. Ce phénomène n'a cependant pas été confirmé dans les pays avancés de l'Europe centrale du **panel 2** où le choc de change négatif s'est accompagné d'une baisse transitoire du produit, suivie ensuite par une forte accélération de la croissance.



Graphique 6.2 : Les réactions du PIB au choc négatif du taux de change en Europe centrale et orientale – Zones géographiques (sans effets individuels fixes)

Nous remarquons également que comme dans les pays latino-américains, que ce soit des pertes ou des gains en matière de production, l'ampleur des réactions de la variable produit reste très faible. L'impact récessionniste maximum observé dans les pays de l'Europe centrale n'a été que -0.002% alors que le pic positif maximum dans les pays des Balkans et de l'ancienne Union

Soviétique se situe respectivement à seulement 0.002% et 0.007%. Pour le **panel 1**, la hausse maximale de la production est enregistrée à 0.004%.

La présence d'un « *output-puzzle* » ou la réponse contraire à ce que préconisait la théorie macroéconomique de la production au choc négatif du taux de change, ainsi que la très faible ampleur, voire nulle, de sa réaction confirment bien l'impact limité de la désinflation par l'ancrage nominal du taux de change sur l'activité réelle en Europe centrale et orientale. En effet, comme en Amérique latine, il existe bien une dichotomie entre les sphères monétaire et réelle. L'évolution du PIB reste indépendante de la conduite des politiques par les Banques Centrales pendant les phases désinflationnistes. Cette conclusion est vérifiée à la fois sur le plan statistique et économique. Tout d'abord sur le plan statistique, on remarque une contribution quasi nulle du choc du taux de change dans l'explication de la dynamique du produit. Que ce soit dans l'ensemble des pays du panel 1 ou dans les trois sous-groupes, elle ne dépasse jamais la barre de 1% de la variance du produit contre plus de 90% de la contribution des chocs d'offre ou de demande privée (voir l'**Annexe 6.5.a**).

Sur le plan économique, l'évolution du produit apparaît plutôt comme une conséquence de la transition qu'un résultat de la désinflation par le ciblage du taux de change. Il n'y a aucune évidence montrant que les politiques de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change soient la source de fluctuations de la production. En revanche, comme on l'a remarqué dans le **chapitre 2**, les fluctuations du produit seraient influencées principalement par des facteurs structurels et politiques. Plusieurs économistes ont ainsi mis l'accent sur le rôle très important du degré de libéralisation et de transformation d'une économie planifiée vers l'économie de marché, en ce qui concerne la libéralisation des prix, la réallocation des ressources ou encore des climats politiques de la transition. Bref, comme le souligne Popov (2000), la performance en matière de production serait associée aux progrès de la libéralisation et ne serait liée, en aucun cas, aux succès de la politique de stabilisation mesurés par les taux d'inflation. L'explication de l'évolution de l'activité économique par des facteurs structurels et politiques permettrait de comprendre les réactions contraires de la production aux chocs de change, obtenues dans trois des quatre panels, avec les observations stylisées citées au **chapitre 2**. En effet, alors qu'une politique de réduction du taux de dévaluation ou d'appréciation du taux de change nominal conduit à une hausse temporaire de la production dans certaines zones géographiques, l'étude du **chapitre II** a montré un début récessionniste profond, suivi par une reprise et une formidable accélération post-stabilisatrice de la croissance dans la plupart des pays ayant adopté la stratégie d'ancrage nominal du taux de change. Nous pouvons ainsi dire que les facteurs structurels et politiques semblent jouer un rôle clé pour limiter l'impact « expansionniste », quoique faible, de la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Europe centrale et orientale. On note cependant que cette faible influence du choc du taux de change sur le produit ne met pas en

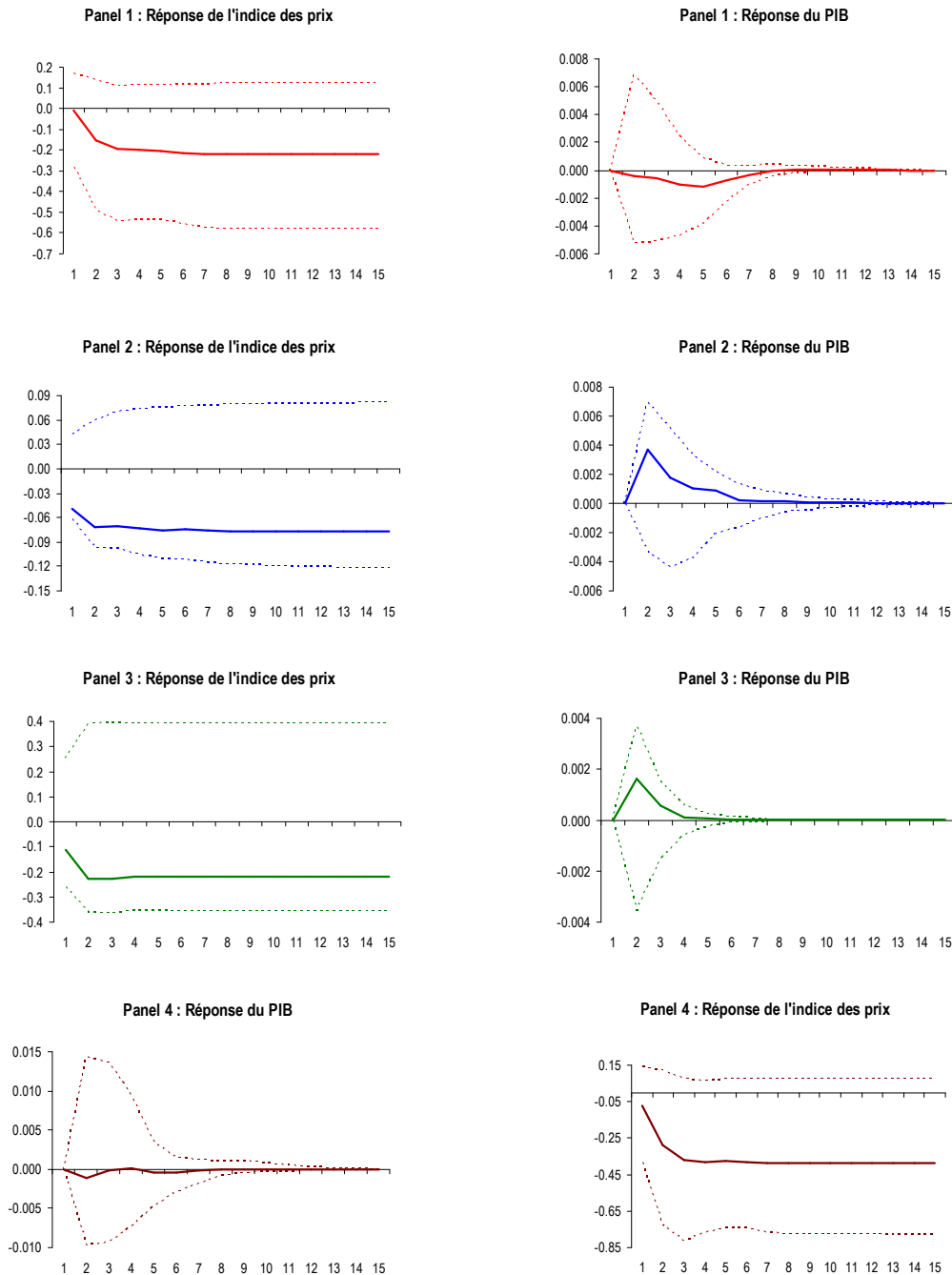
cause, cependant, l'efficacité du taux de change comme instrument désinflationniste, face à la deuxième stratégie : le ciblage de la masse monétaire.

6.3.2 La désinflation par le ciblage monétaire : efficace mais plus « coûteuse » ?

L'impact du choc de politique monétaire sur le taux d'inflation et de la production est présenté dans le **graphique 6.3**. Comme le choc du taux de change, le choc monétaire a également été parfaitement identifié pour tous les pays de l'échantillon, puisque les effets de la première période sont significativement négatifs et le restent de façon permanente (voir **Annexe 6.11**)⁹². Le choc correspond bien à un resserrement de la politique monétaire, caractérisé, en effet, par une réduction de la masse monétaire, compte tenu de la stationnarité de la croissance monétaire.

Théoriquement, l'indice général des prix devrait réagir négativement et de façon permanente à tout resserrement de la politique monétaire. Les résultats reportés dans le **graphique 6.3** indiquent que les fonctions de réponse des prix au choc monétaire négatif paraissent satisfaisantes et conformes à la théorie économique, toutes les réactions ayant l'allure attendue. Les baisses des prix sont significatives et permanentes suite au choc monétaire négatif. Toutes les zones géographiques ont atteint une désinflation maximale dès la deuxième ou la troisième année après l'intervention du choc. Cependant, comme en Amérique latine, la conformité des réponses de l'indice des prix de l'ensemble des zones géographiques, au choc de politique monétaire restrictive, ne signifie pas pour autant que l'ancrage nominal par la monnaie est l'instrument le plus efficace, en matière de lutte contre l'inflation, que le ciblage par le change. En effet, si l'on regarde la décomposition de la variance de l'erreur de prévision des prix (voir l'**Annexe 6.5.a**), on observera que comme le choc de change, le choc monétaire joue un rôle très limité dans l'explication de l'évolution de l'indice des prix en Europe centrale et orientale. Pour l'ensemble des pays de l'échantillon (**panel 1**), la contribution du choc monétaire à la variance des prix n'a été que de 3% en moyenne la première année. Dans les anciens pays soviétiques (**panel 4**), la contribution a été très faible, aux alentours de 1% la première année pour passer à 11% à long terme. La dynamique des prix dans les Balkans (**panel 3**) est expliquée pour seulement 10% à 13% par le choc monétaire. Une seule exception est observée en Europe centrale (**panel 2**) où comme le choc du taux de change, le choc monétaire semble jouer un rôle non négligeable en expliquant plus de 20% de la variance des prix.

⁹² Nous nous intéressons principalement aux réactions des prix et de la production au choc négatif du taux de change, les autres fonctions de réponse, de la masse monétaire et du taux de change, seront désormais présentées dans l'**Annexe 6.11**.



Graphique 6.3 : Les réactions des prix et du PIB au choc monétaire négatif en Europe centrale et orientale – Zones géographiques (sans effets individuels fixes)

Si la conformité à la théorie macroéconomique de l'impact du resserrement monétaire est plus visible sur l'évolution de l'indice des prix, en revanche, l'effet récessif attendu d'un tel choc n'a pas été enregistré dans toutes les régions de l'Europe centrale et orientale. Certes, sur l'ensemble des pays du **panel 1**, le resserrement de la politique monétaire a provoqué une réaction négative du produit. Cependant, cette tendance n'est confirmée que dans les pays de

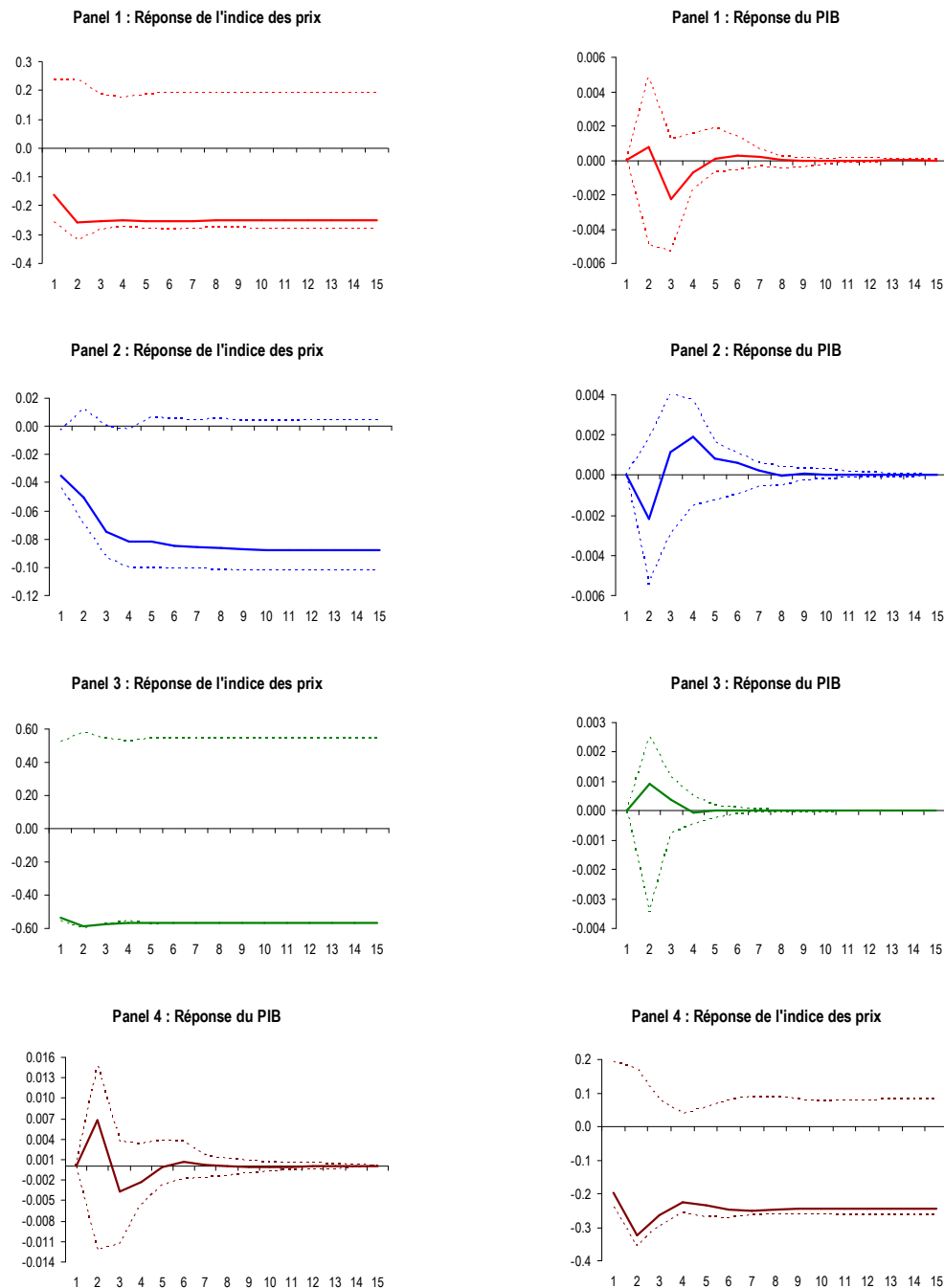
l'ancienne Union Soviétique. En Europe centrale (**panel 2**) et dans les Balkans (**panel 3**), le choc monétaire négatif a donné lieu, au contraire, à des hausses temporaires de la production. Cependant, comme l'impact du choc de change négatif, les effets du choc monétaire restrictif restent très faibles et souvent proches de zéro. La baisse maximale ne dépasse pas la barre de - 0.001% dans les 20 pays de l'échantillon (**panel 1**) ou dans les anciens pays soviétiques (**panel 4**) alors que le pic positif n'a été que de l'ordre de 0.004% et 0.002% respectivement dans les pays ayant enregistré un début expansionniste comme l'Europe centrale et dans les Balkans. L'existence de la dichotomie entre la sphère réelle et la sphère monétaire est également confirmée sur le plan statistique. Comme le choc du taux de change, le choc monétaire négatif ne joue aucun rôle dans l'explication de la variance de l'erreur de prévision du produit, la contribution étant quasiment nulle quelle que soit la zone géographique de l'Europe centrale et orientale (voir l'**Annexe 6.5.a**).

6.3.3 L'introduction des effets individuels : l'Europe centrale et orientale, une région homogène ?

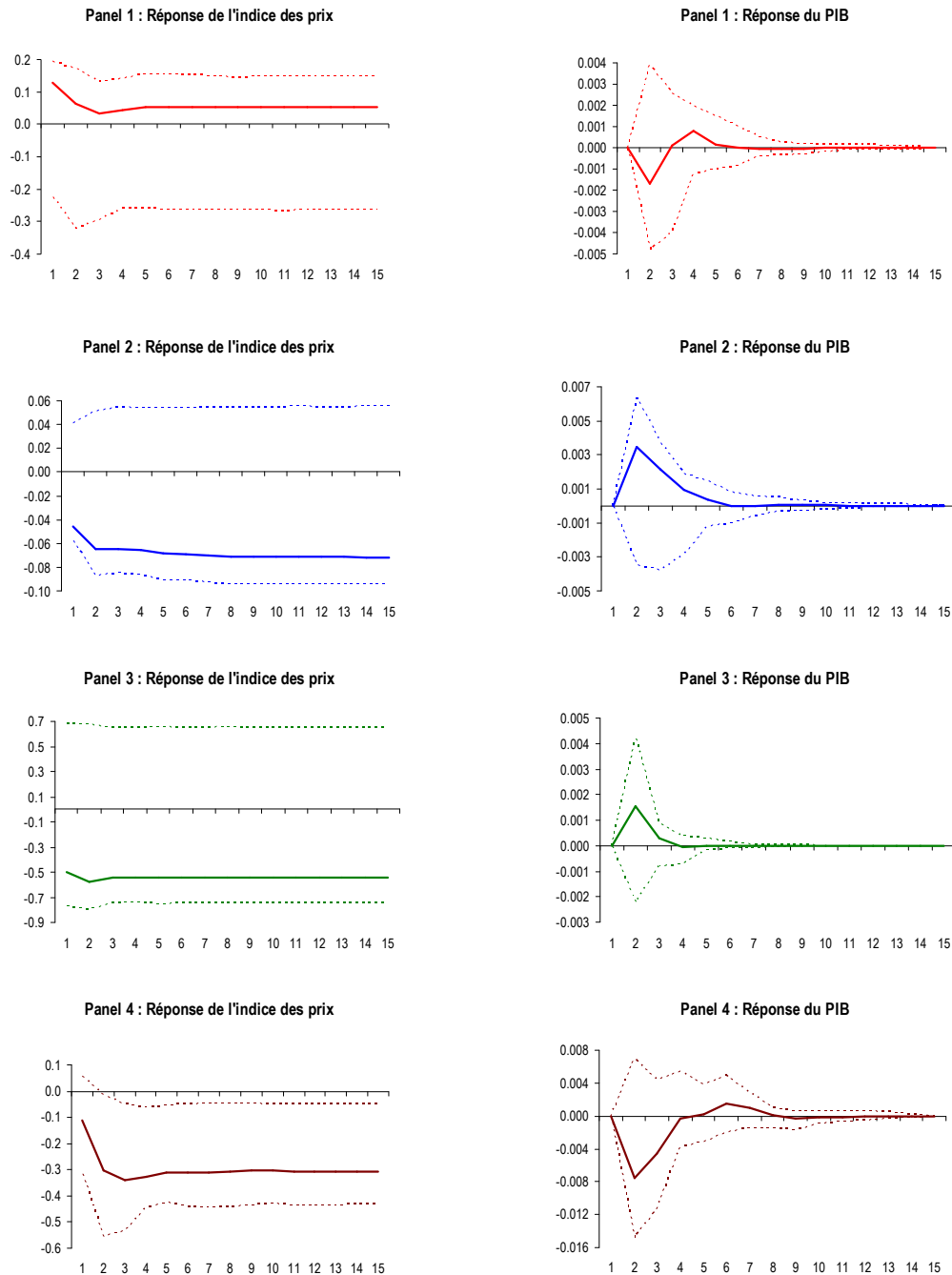
Au total, les premiers résultats économétriques semblent justifier le choix des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change dans l'ensemble des pays d'Europe centrale et orientale. Les fonctions de réponse du produit et de l'indice des prix, obtenues à partir d'une modélisation VAR structurel à quatre variables, suggèrent l'efficacité, sans coûts réels importants, du taux de change comme l'ancrage nominale de la désinflation, par rapport au ciblage de la masse monétaire. Ces constatations sont confirmées lorsqu'on introduit, dans chaque modèle, les effets individuels propres à chaque pays du panel. Comme dans le modèle sans la prise en compte de ces effets individuels fixes, tous les chocs négatifs de change et de masse monétaire ont permis de réduire de façon permanente les prix dans la plupart des cas (voir **graphiques 6.4 et 6.5**). Une seule exception s'est produite dans le **panel 1** où le choc monétaire négatif a entraîné une hausse permanente des prix dans l'ensemble des pays d'Europe centrale et orientale.

On a également assisté, en effet, pour le premier panel, au phénomène « *récession maintenant versus récession plus tard* » souvent utilisé pour caractériser les effets réels de deux stratégies de stabilisation. La politique de resserrement de la masse monétaire a conduit à une récession initiale alors que la stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change a donné lieu à un début expansionniste, suivi seulement plus tard par une récession. Cependant, si cette conclusion est vérifiée pour l'ensemble des pays de l'échantillon en général (**panel 1**), et plus particulièrement dans les anciens pays soviétiques (**panel 4**), la situation est différente en Europe centrale et dans les Balkans. Le phénomène « *boom-récession* », certes, a eu lieu dans les

Balkans après le choc négatif de politique de change, mais aussi après le resserrement de la politique monétaire. Dans les pays d'Europe centrale (**panel 2**), on a également assisté à un début récessionniste, suivi par de fortes accélérations de la production.



Graphique 6.4 : Les réactions des prix et du PIB au choc négatif du taux de change en Europe centrale et orientale – Zones géographiques (avec effets individuels fixes)



Graphique 6.5 : Les réactions des prix et du PIB au choc monétaire négatif en Europe centrale et orientale – Zones géographiques (avec effets individuels fixes)

L'introduction des effets individuels et par conséquent des caractéristiques individuels propres à chaque économie n'apporte pas de nouvelles indications, à une exception près, quant à l'allure des réactions du produit et des prix aux chocs structurels. Pour appuyer cette conclusion, il suffit de regarder les coefficients estimés des effets individuels pour chaque modèle VAR canonique ainsi que leur degré de significativité statistique, la *t-statistique* de Student en

l'occurrence. Les coefficients ainsi que les principales statistiques de l'estimation de différents modèles VAR pour chaque zone géographique sont reportés dans l'**Annexe tableau 6.7**. Nous remarquons en effet que dans tous les panels, la croissance monétaire et le taux de dévaluation apparaissent comme les seules variables à avoir fortement « réagi » aux effets individuels. Dans le **panel 1**, la croissance monétaire est expliquée par des effets individuels significativement négatifs d'au moins dix pays, leur statistique de Student étant largement supérieures à deux en valeur absolue. Ceci impliquerait que les changements de conduite de politique monétaire dans ces pays pourraient influencer celle de l'ensemble de la région. De même, certains effets individuels sont statistiquement significatifs dans la dynamique du taux de dévaluation, comme dans le **panel 3** des anciens pays soviétiques ou dans les Balkans, impliquant l'importance des chocs de change spécifiques à chaque pays dans l'évolution du taux de change et les liens particulièrement étroits des devises de la région concernée. En revanche, peu d'effets individuels sont significatifs pour expliquer l'évolution de la croissance et du taux d'inflation de l'ensemble de la zone, les statistiques de Student étant souvent largement inférieures à deux en valeur absolue. Ceci signifie que les caractéristiques spécifiques d'un pays, favorables ou défavorables à la croissance ou aux prix, peuvent ne pas influencer de la même façon la production et les prix de la région, contrairement à leurs effets sur les variables monétaires et de change.

Par ailleurs, en Europe centrale, aucun effet individuel n'est significatif statistiquement et le changement dans l'ampleur des réponses des variables endogènes aux chocs structurels ne varie que très peu. On pourrait considérer, en effet, que la Pologne, la Hongrie, la République Tchèque, la Slovaquie et la Slovénie constituent un bloc homogène et indépendant, avec les mêmes caractéristiques économiques et monétaires. Quant aux autres zones géographiques, la significativité des effets fixes dans certaines estimations du VAR canonique montre l'importance des informations relatives à des pays constituant le panel. Elle met surtout en évidence l'hétérogénéité et la dépendance des économies d'Europe centrale et orientale (**panel 1**) en général, et entre les pays des Balkans (**panel 3**) et les anciens pays soviétiques (**panel 4**) en particulier.

Bien que la prise en compte des effets individuels dans l'estimation n'influence pas l'allure des réactions de la production et de l'indice général des prix aux chocs négatifs du taux de change et de la masse monétaire, on remarque, cependant, certains changements dans l'ampleur de ces réactions pour l'ensemble des zones géographiques. Dans la plupart des cas, nous observons une réaction moins importante des prix face aux chocs négatifs de change (une désinflation moins importante) et plus forte face aux chocs monétaires (une désinflation plus forte). Quant au produit, malgré quelques légers changements, l'ampleur des réactions demeure très faible pour l'ensemble des zones géographiques et quel que soit le choc de désinflation. Ces tendances devraient avoir plus ou moins un impact sur le ratio de sacrifice – mesure des coûts, en

termes de production, de la désinflation – par rapport à ceux calculés dans le cadre du modèle homogène sans effets individuels.

6.3.4 Les ratios de sacrifice en Europe centrale et orientale

Comme lors des calculs de ratios de sacrifice à partir d'une modélisation VAR structurel avec des séries temporelles, le calcul des ratios de sacrifice avec les données de panel nécessite également la détermination du nombre de périodes d'effectivité de la politique de désinflation.

6.3.4.1 Des chocs de politique de désinflation relativement « persistants »

L'**Annexe 6.9** reporte les principaux résultats. Après l'examen des fonctions de réponse, on constate que l'impact d'un choc de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change sur le produit disparaît au bout de trois ans dans les pays Balkaniques et dans les pays de l'ancienne Union Soviétique. La réduction du taux de dévaluation devient neutre et n'a plus d'influence sur l'activité réelle après cinq ans en Europe centrale et six ans dans tous les pays de l'échantillon.

Les effets réels du choc négatif de la masse monétaire apparaissent moins persistants dans les anciens pays soviétiques où l'effectivité de la politique de désinflation disparaît au bout de seulement deux années. En Europe centrale et dans les Balkans, le choc monétaire n'a plus d'impact à partir de la troisième et quatrième année respectivement. Il reste cependant relativement plus persistant en Europe centrale et orientale dans son ensemble.

Ainsi, avec les fonctions de réponse et les périodes d'effectivité de la politique désinflationniste déterminées, on peut calculer les coûts de la désinflation en Europe centrale et orientale : des ratios de sacrifice.

6.3.4.2 Des ratios de sacrifice faibles mais homogènes...

Les ratios de sacrifice calculés à partir des fonctions de réponse du produit et des prix aux chocs du taux de change et de la masse monétaire sont reportés au **tableau 6.1**. L'approche VAR avec les données de panel confirme les résultats déjà discutés dans le *chapitre 3*. Les ratios de sacrifice de l'ensemble des zones d'Europe centrale et orientale sont similaires et faibles, dépassant rarement la barre de 0.1% en valeur absolue. Les désinflations, basées sur l'ancrage nominal du taux de change ou de la masse monétaire, apparaissent souvent comme sans coûts

réels. Pour réduire de 1% le taux d'inflation par une politique d'appréciation du taux de change nominal ou une réduction du taux de dévaluation, l'Europe centrale et orientale dans son ensemble ne devrait pas s'attendre à une baisse cumulée du taux de croissance, le ratio de sacrifice se situant autour de zéro, à -0.0004% plus précisément.

Zones géographiques	Ratios de sacrifice			
	Ancrage nominal du taux de change		Ancrage nominal de la monnaie	
	Sans effets individuels	Avec effets individuels	Sans effets individuels	Avec effets individuels
PANEL 1 - PECO	-0.0004	0.007	0.019	-0.019
PANEL 2 - Central	-0.035	-0.020	-0.089	-0.102
PANEL 3 - Balkan	-0.026	-0.002	-0.010	-0.003
PANEL 4 - Soviétique	-0.027	-0.003	0.004	0.025

en gras: les ratios de sacrifices calculés à partir d'une réponse des prix contraire à la théorie économique

Tableau 6.1 : Ancrages nominaux et ratios de sacrifice dans le cadre du modèle VAR à quatre variables en Europe centrale et orientale – Zones géographiques

À l'intérieur de la région, la modélisation VAR structurel sans effets individuels donne lieu à des ratios de sacrifice légèrement plus importants. En Europe centrale par exemple, une réduction d'un point de l'inflation, à la suite d'un choc négatif du taux de change, conduit à une hausse cumulée de 0.035% du taux de croissance. Les « coûts » à payer d'une réduction permanente des prix par l'ancrage nominal du taux de change s'avèrent similaires dans les **panels 3 et 4** des Balkans et dans les anciens pays soviétiques. En effet, les ratios de sacrifice s'établissent respectivement à -0.026% et -0.027%. Cette similarité est confirmée lorsqu'on introduit les effets individuels fixes dans la modélisation VAR. Les ratios de sacrifice des deux zones augmentent, à l'image de l'ensemble des pays de la région, et convergent vers le niveau observé en Europe centrale et orientale, c'est-à-dire proche de zéro, à -0.002% et -0.003% respectivement contre 0.007% pour le **panel 1**. La similarité des coûts de désinflation dans les deux zones géographiques pourrait refléter les similitudes entre les deux régions étant donné qu'elles ont été confrontées à de fortes turbulences économiques et politiques, notamment les conflits armés dans certains pays lors de l'effondrement de l'Union Soviétique et de la Yougoslavie. Seule l'Europe centrale a enregistré une hausse moins importante du ratio de sacrifice, compte tenu de la non significativité des effets individuels dans son modèle. Les prix à payer d'une réduction d'un point du taux d'inflation passent de -0.035% à -0.02%.

Nous remarquons également qu'en plus de la faiblesse des ratios estimés, la politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ne provoque pas de pertes cumulées

de la croissance en Europe centrale et orientale. En effet, la plupart des ratios de sacrifice calculés à partir des fonctions de réponse du produit et des prix au choc du taux de change sont de signe négatif, impliquant l'existence d'une hausse cumulée du taux de croissance. Même en Europe centrale où l'on a observé un début récessionniste de la désinflation ou dans les anciens pays soviétiques, avec des phases post-stabilisatrices marquées par des fortes contractions de l'activité, les ratios de sacrifice restent négatifs. D'où le constat suivant : *l'Europe centrale et orientale, dans son ensemble, a réussi sa désinflation et le taux de change apparaît comme l'instrument d'ancrage nominal efficace dans la mesure où un choc de change négatif permet de réduire, de façon permanente, le niveau général des prix. Non seulement, il n'a pas provoqué de pertes en matière de croissance économique comme préconisait la théorie économique, mais les impacts expansionnistes ont été même enregistrés.*

Pour renforcer ce constat, il suffit de regarder les éventuels coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal de la masse monétaire. Si l'on considère que l'Europe centrale est un ensemble homogène sans effets individuels spécifiques, comme pour le choc négatif du taux de change, les « prix à payer » d'une réduction d'un point de l'inflation, suite au choc monétaire négatif, restent faibles. Cependant, toutes les zones géographiques n'ont pas enregistré de gains en matière de production. L'Europe centrale aurait bénéficié, certes, d'une hausse plus importante de la production avec un ratio de sacrifice à -0.089%. Mais, pour les autres échantillons de l'analyse, l'ampleur et le signe des ratios de sacrifice, calculés à partir du choc monétaire, semblent justifier le choix du taux de change comme l'ancre nominale préférée de la stabilisation dans la plupart des économies en transition. Dans les Balkans, le ratio de sacrifice s'établit à -0.01% contre -0.026% calculé à partir du choc négatif du taux de change. Les pays de l'ancienne Union Soviétique pourraient même enregistrer une baisse cumulée du taux de croissance pour obtenir un point de réduction de l'inflation, le ratio de sacrifice s'élevant à 0.004% contre -0.027% si l'on utilise le taux de change comme l'ancrage nominal. Ceci reflète la tendance observée en Europe centrale et orientale dans son ensemble dans la mesure où la réduction d'un point du taux d'inflation suite à une politique de resserrement monétaire aurait provoqué une baisse totale de production de 0.019%.

Les résultats indiquent que dans l'ensemble, le taux de change apparaît comme l'instrument le plus efficace et le moins « coûteux », en matière de production, pour réduire, de façon permanente, le taux d'inflation en Europe centrale et orientale. Les pays d'Europe centrale sont les mieux armés et ont mieux maîtrisé leur désinflation, que ce soit par le change ou par la monnaie, ce qui est confirmé sur le plan pratique par les succès enregistrés de leur transition : une baisse importante de l'inflation, une accélération de croissance post-stabilisatrice et une libéralisation réussie de leur système économique et social. Ce qui explique également pourquoi nous les avons classés parmi les pays avancés de la région. Quant au reste de la région, les

caractéristiques individuelles défavorables comme les fragilités politiques, les conflits armés, l'obsolescence de l'ancienne structure économique et sociale ou encore la « peur » de libéraliser semblent atténuer l'impact « expansionniste » de la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change. Ceci expliquerait alors des ratios de sacrifice plus importants, c'est-à-dire des désinflations plus « coûteuses », en termes de production dans les modèles à effets individuels.

Notons enfin que, si la comparaison des coûts de différentes stratégies d'ancrage nominal de la désinflation est possible dans le modèle homogène sans effets individuels fixes, elle devient ambiguë avec l'introduction de ces derniers. L'explication vient du fait que dans le modèle à effets individuels fixes, il n'existe pas de tendance claire quant à l'évolution des ratios de sacrifice calculés à partir du choc monétaire négatif. L'avantage à l'ancrage nominal de la masse monétaire semble être confirmé au détriment du taux de change dans le modèle avec effets fixes en Europe centrale (**panel 2**), le ratio de sacrifice s'élevant à -0.102% contre -0.02% estimé à partir du choc de change. Au contraire, dans les pays de l'ancienne Union Soviétique (**panel 4**), l'introduction des effets fixes accentue les coûts à payer d'une désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie. Pour réduire un point du taux d'inflation, il faut s'attendre à une baisse de production de 0.025% contre une hausse de 0.002% suite au choc de change. Dans les Balkans (**panel 3**), contrairement aux conclusions du modèle homogène sans effets fixes, la hausse cumulée du taux de croissance suite à une réduction d'un point de l'inflation par un choc monétaire est légèrement plus importante que celle calculée à partir d'un choc de change dans le modèle à effets fixes (le ratio de sacrifice s'établit à -0.003% contre -0.002%). Enfin, en Europe centrale et orientale dans son ensemble (**panel 1**), l'introduction des effets individuels donne lieu à un ratio de sacrifice négatif de l'ordre de -0.019%. Mais le signe négatif observé est trompeur et n'est en aucun cas le résultat d'une désinflation avec gains de croissance mais plutôt de la présence d'un « *price-puzzle* », la somme cumulée du taux de croissance étant négative, soit une baisse cumulée de la production. Certes, il n'est pas à exclure que le choc monétaire négatif n'a pas réussi à réduire les prix de façon permanente dans le **panel 1**. Pourtant, les ambiguïtés des résultats, avec effets individuels, remettent en avant la question concernant le rôle et le degré de contribution de ces effets dans l'explication des impacts structurels sur les variables endogènes, telles que le produit et les prix en Europe centrale et orientale. La significativité de certains coefficients, estimés à partir du VAR canonique, laisse croire à une certaine influence individuelle sur l'évolution de l'ensemble de la zone, notamment sur le taux de change et la masse monétaire. Cependant, lors de l'examen des fonctions de réponse du produit et des prix et du calcul des ratios de sacrifice, on constate que, même si leur impact sur le produit et les prix est non négligeable dans certaines zones, la prise en compte des effets individuels semble déstabiliser le modèle. Cette instabilité est reflétée par l'apparition du « *price-puzzle* », ainsi que par l'hétérogénéité des ratios de sacrifice par rapport à l'ensemble homogène du modèle sans

effets fixes. L'introduction de ces effets individuels est-elle alors une source d'instabilité des estimations de ratios de sacrifice ou la sensibilité des coefficients viendrait plutôt de la spécification du modèle VAR ? En fait, si le problème d'indisponibilité des séries statistiques sur longue période est quelque peu « atténué » par l'utilisation de la méthodologie en panel, il n'est peut être pas responsable de l'instabilité des modèles à effets fixes. Comme on l'a remarqué dans l'étude des pays latino-américains, le choix du modèle VAR à quatre variables pourrait être, à lui tout seul, à l'origine de telles imprécisions. Une autre source d'instabilité, notamment la nécessité de distinguer les périodes d'inflation et de désinflation discutée dans le chapitre précédent, n'est ici pas en cause dans la mesure où la période totale de l'étude couvre, en fait, la période de désinflation en Europe centrale et orientale.

6.3.4.3 Des ratios de sacrifice hétérogènes selon la spécification du modèle VAR

Comme nous l'avons souligné dans le chapitre précédent, la modélisation VAR structurel constitue un outil intéressant dans l'analyse des chocs nominaux et réels, ainsi que dans le calcul des coûts d'une désinflation. Pour déterminer une mesure du ratio de sacrifice en Europe centrale et orientale, il suffit d'identifier les effets sur les prix et sur la production d'un choc de désinflation. Le choix de notre modèle VAR à quatre variables, avec le produit, le taux d'inflation, la croissance monétaire et le taux de dévaluation comme variables endogènes, permet surtout de distinguer les différents chocs issus d'une politique de désinflation, notamment celui d'une politique de change et celui d'une politique de resserrement monétaire. Cependant, on a également constaté les inconvénients liés à ce type de spécification dans la mesure où le degré de précision des estimations dépend fortement du nombre des variables retenus, et plus particulièrement du nombre des chocs structurels identifiés et des restrictions imposées a priori dans le modèle. Ce problème a été confirmé dans notre étude en séries temporelles pour la région latino-américaine, compte tenu du nombre limité d'observations. Qu'en est-il lorsqu'on travaille avec les données de panel et donc avec plus d'observations ? Afin de comprendre l'éventuelle influence du choix du modèle et/ou de l'introduction des effets fixes sur l'évolution des coûts de la désinflation, ainsi que sur la fiabilité des estimations, nous proposons d'estimer des ratios de sacrifice à partir d'un modèle VAR en panel à deux variables (taux de croissance du PIB et taux d'inflation) et à trois variables (introduction du taux de dévaluation ou de la croissance monétaire). Les résultats calculés à partir des trois modèles, avec ou sans effets individuels, sont reportés au **tableau 6.2**.

Dans les modèles homogènes sans effets individuels tout d'abord, nous observons que tous les chocs de politique désinflationniste sont bien identifiés, que ce soit les chocs de demande

agrégée assimilés aux chocs de politique monétaire dans le cadre du VAR à deux variables, les chocs négatifs du taux de change assimilés à une réduction du taux de dévaluation ou les chocs monétaires négatifs assimilés à un resserrement de politique monétaire dans le cadre du modèle VAR à trois variables. Tous ces trois chocs entraînent bien une baisse permanente des prix dans les quatre zones géographiques, alors que les « *output-puzzles* » ont été observés dans la plupart des modèles⁹³. Ceci explique ainsi le signe négatif de la plupart des ratios de sacrifice estimés. Cependant, l'ampleur des coûts de désinflation reste similaire et très faible d'une modélisation à l'autre. Les ratios de sacrifice varient de -0.224 à 0.027, de -0.058 à 0.004 et de -0.077 à -0.012 selon respectivement le modèle à deux variables, à trois variables avec le taux de change ou avec la monnaie. Dans la plupart des cas, le choc monétaire négatif apparaît comme moins « coûteux », voire plus « avantageux », en termes de baisse cumulée du taux de croissance, que le choc négatif du taux de change, d'après les calculs effectués à partir des modèles VAR à trois variables.

Zones géographiques	Ratios de sacrifice					
	Modèle VAR 2		Modèle VAR 3 Choc de change		Modèle VAR 3 Choc monétaire	
	Sans effets individuels	Avec effets individuels	Sans effets individuels	Avec effets individuels	Sans effets individuels	Avec effets individuels
PANEL 1 - PECO	0.027	0.048	0.004	0.022	-0.012	-0.003
PANEL 2 - Central	-0.224	-0.157	-0.054	-0.033	-0.077	-0.069
PANEL 3 - Balkan	-0.022	-0.013	-0.058	0.004	-0.011	-0.005
PANEL 4 - Soviétique	0.012	0.044	-0.010	0.015	-0.059	-0.063

en gras : les ratios de sacrifices calculés à partir d'une réponse des prix contraire à la théorie économique

Tableau 6.2 : Ratios de sacrifice selon la spécification VAR à deux et à trois variables en Europe centrale et orientale – Zones géographiques

Enfin, nous remarquons que l'ampleur, en valeur absolue, des ratios de sacrifice, calculés à partir du modèle VAR à deux variables, est pratiquement la plus « élevée ». Ceci conforte ainsi l'idée selon laquelle, dans le cadre multivarié où les fluctuations du produit et des prix sont influencées seulement par les chocs monétaires ou par les chocs du taux de change (et non plus par le choc de demande agrégée assimilé au choc de politique monétaire dans le cadre du VAR bivarié), les ratios de sacrifice sont plus faibles. Ceci expliquerait également pourquoi nos estimations des ratios de sacrifice, dans notre étude multivariée, sont relativement plus faibles que celles proposées à partir des méthodes « *variantielles* » du **chapitre 3**, notamment celle de

⁹³ Se reporter aux **Annexes 6.13, 6.14 et 6.15** pour la présentation des fonctions de réponse de l'ensemble des variables endogènes aux chocs négatifs du taux de change ou de la monnaie (VAR à trois variables) ou au choc négatif de demande agrégée assimilé au choc de politique monétaire restrictive (VAR bivarié).

Ball (1994). Le ratio de sacrifice moyen des pays ayant recouru à la stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ou de la monnaie s'est établi respectivement, selon l'estimation à l'aide de la méthode de Ball (1994), à 0.22 et -0.06 en moyenne. Les méthodes « *variantielles* », comme l'approche VAR à deux variables, supposent en effet que l'économie est soumise seulement à deux types de chocs structurels et que, les changements dans la conduite de politique monétaire sont classés au sein des chocs de demande agrégée. Cependant, il ne faut pas oublier que nos résultats ici ne sont pas directement comparables avec ceux obtenus dans le **chapitre 3** dans la mesure où nous nous plaçons dans un cadre d'inflation stationnaire.

Les mêmes conclusions pourraient être utilisées pour les modèles VAR à effets individuels, à deux exceptions près. Premièrement, dans la plupart des cas, les désinflations sont plus « coûteuses », en matière de production, par rapport aux modèles homogènes. Les ratios de sacrifice augmentent quel que soit le modèle à deux ou trois variables. Deuxièmement, deux ratios de sacrifice du modèle à trois variables avec la monnaie ont été calculés à partir d'un « *price-puzzle* », c'est-à-dire à partir d'une hausse permanente des prix, contrairement à l'allure attendue par la théorie économique. La présence des « *price-puzzles* » et des impacts négatifs plus importants sur l'activité de la désinflation pourraient être expliqués, comme on l'a souligné auparavant, par des caractéristiques individuelles défavorables à la désinflation et à la croissance dans certaines économies, notamment dans les anciens pays soviétiques et yougoslaves.

Au total, des ratios de sacrifice et donc des coûts de la désinflation légèrement plus importants sont confirmés dans le cadre des modèles VAR à deux ou trois variables avec effets individuels. Il ressort ainsi que, l'introduction de ces effets n'est pas une source d'hétérogénéité des ratios de sacrifice. La conclusion d'une politique de désinflation par le taux de change moins « coûteuse » que la politique de resserrement monétaire, obtenue à partir du modèle à quatre variables sans effets fixes, apparaît en contradiction avec celle, obtenue à partir des deux modèles VAR à trois variables. Ceci accentue probablement le rôle de la spécification VAR, ainsi que les limites de cette méthode d'estimation, notamment sur le choix des restrictions structurelles à priori (voir **chapitre 5**). Cependant, il faudra souligner que s'il est difficile d'établir une comparaison entre des deux stratégies d'ancrage nominal, la variabilité des réponses du produit et des prix d'un modèle à l'autre viendra probablement de la décomposition de notre échantillon. En effet, nous avons inclus, dans chaque panel, les pays ayant recouru à l'ancrage nominal du taux de change et ceux ayant adopté le ciblage monétaire. Le critère géographique semble inefficace pour obtenir, de façon homogène, les fonctions de réponse d'une variable à un choc structurel, étant donné les différentes stratégies de politique économique. C'est pourquoi nous allons tenter d'affiner notre décomposition en utilisant un autre critère, économique cette fois, pour estimer les « vrais » coûts de désinflation issus du ciblage du change : le degré de sévérité dans l'engagement désinflationniste, mesuré à travers le choix du régime de change.

6.4 Ancrage nominal du taux de change et coûts de la désinflation : la « *thérapie de choc* » versus le « *gradualisme* »

Comment mettre en place une désinflation rapide sans provoquer de pertes importantes en matière de croissance économique ? Les autorités publiques des économies en transition d'Europe centrale et orientale ont ainsi formulé de nombreuses stratégies stabilisatrices, s'accompagnant par des réformes structurelles et institutionnelles. La nature et le degré d'engagement des autorités pour réduire le taux d'inflation varient selon les pays, quelle que soit la zone géographique. Ainsi est né le débat entre les « *thérapeutes de choc* », partisans d'une désinflation sévère conjuguée avec des réformes radicales et une libéralisation rapide, et les « *gradualistes* » favorisant une approche plus prudente et fragmentaire de la stabilisation. La réalité a montré qu'en Europe centrale et orientale, les économies ayant choisi d'adopter un programme drastique de stabilisation macroéconomique et de libéralisation ont réussi à réduire rapidement leur taux d'inflation et à limiter la baisse de la production. Les exemples les plus connus sont les pays d'Europe centrale comme la Pologne, la République Tchèque ou la Slovaquie ou encore les Etats Baltes comme l'Estonie, la Lettonie et la Lituanie. En revanche, les pays recourant à des mesures gradualistes, comme les pays de l'ancien bloc soviétique, ont vu leur stabilisation échouée, les taux d'inflation demeurant à des niveaux élevés, alors que la croissance économique restait au plus bas. Ainsi, il est intéressant d'en savoir plus sur la relation entre les coûts de la désinflation et le degré d'engagement des autorités publiques pour réduire l'inflation dans les pays en transition. Y a-t-il des divergences de réponses aux différentes stratégies d'ancrage nominal de la désinflation ?

Pour distinguer les pays « *thérapeutes de choc* » des « *gradualistes* », nous utilisons, dans cette section, le critère basé sur la nature du régime de change choisi par chaque Banque centrale nationale. Avec le classement des régimes de change exposé dans **le chapitre 2 (tableau 2.3)**, nous pouvons décomposer l'Europe centrale et orientale en deux groupes :

- Le **Panel 5**, appelé le groupe des « *régimes fixes* », qui comprend les pays ayant recouru directement à l'ancrage nominal du taux de change dès leur première tentative de stabilisation de l'inflation, reflété par la volonté des autorités monétaires à rendre crédible leur engagement en adoptant un régime de change fixe. Le panel inclut la Pologne, la Hongrie, la République Tchèque, la Slovaquie, la Croatie, la République Macédoine, et l'Estonie, la Lettonie et la Lituanie pour une période d'étude allant de 1993 à 2006, soit un modèle à $N = 9$ individus et $T = 14$ périodes.

- Le **Panel 6**, appelé le groupe des « *régimes flexibles* », qui inclut ceux qui ont adopté, dès leur première tentative de stabilisation, l'ancrage nominal de la monnaie et un régime de change flexible, soit un modèle à $N = 11$ individus et $T = 14$ périodes.

Pour une analyse plus détaillée, on peut diviser le Panel 6 en deux sous-groupes :

- Le **Panel 6a** : le groupe des « *régimes flexibles maintenus* » qui comprend les pays ayant gardé leur régime de change flexible et leur ancrage nominal de la masse monétaire durant leur période de stabilisation. Pour une période d'estimation de 1993-2006, on trouve la Slovénie, l'Albanie, la Roumanie et la Moldavie, soit un modèle à $N = 4$ individus et $T = 14$ périodes.
- Le **Panel 6b** : le groupe des « *régimes flexibles basculés* » qui inclut les pays ayant opté pour un régime de change flexible à leur première tentative de stabilisation avant de changer de cap durant leur période de transition, en passant d'un régime de change flexible à un régime fixe ou intermédiaire, d'un ancrage nominal de la monnaie à un ancrage nominal du taux de change. Pour une période allant de 1993 à 2006, on trouve ainsi la Bulgarie qui a choisi un régime strict qu'est le système de « *currency board* » ou les anciens pays de l'Union Soviétique comme la Russie, l'Ukraine, l'Arménie, l'Azerbaïdjan, le Bélarus et la Kazakhstan qui ont adopté un régime fixe ou intermédiaire, notamment le glissement pré-annoncé (« *crawling peg* »). Le modèle sera composé de $N = 7$ individus et $T = 14$ périodes.

Le **Panel 7**, appelé le groupe « *Amérique latine* » servira à titre de comparaison. Nous considérons un groupe des 12 pays latino-américains étudiés isolément dans **chapitre 5**. Le recours aux différentes stratégies d'ancrage nominal et de régimes de change durant leur période de stabilisation latino-américaine fait que ce type de décomposition peut nous permettre, par la suite, de comparer ou rapprocher les réactions aux chocs de change et de la monnaie de cette région avec celle des pays d'Europe centrale des **panels 5 et 6** dans son ensemble et du **panel 6b** en particulier. La période d'estimation est de 1970 à 2006, soit un modèle à $N = 12$ individus et $T = 36$ périodes.

Notons enfin, le classement de la Lettonie et de la Lituanie dans le groupe des « *régimes fixes* » malgré le fait qu'au début de leur désinflation, à la fin de 1992, ces pays ont dû adopter, de façon « forcée », un régime de change flexible (voir **chapitre 2**). Mais, leur ancrage nominal principal a été toujours le taux de change tout au long de la stabilisation et le régime flexible a été basculé rapidement à un système de « *currency board* » une année plus tard. Compte tenu de leur engagement rapide et sérieuse vis-à-vis de la désinflation et de la libéralisation, cette particularité rend difficile leur classement parmi les pays à « *régime flexible* » ou « *régime de change flexible basculé* » comme les autres anciens pays soviétiques, d'où leur présence dans le panel des « *régimes fixes* ».

6.4.1 La « *thérapie de choc* » et le succès du ciblage du taux de change

Nous commençons en premier lieu par commenter les réactions de la production et des prix aux différents chocs de désinflation dans les pays ayant recouru au régime de change fixe. Les principaux résultats issus de notre modélisation VAR en panel à quatre variables sont reportés dans les **graphiques 6.6 et 6.7**.

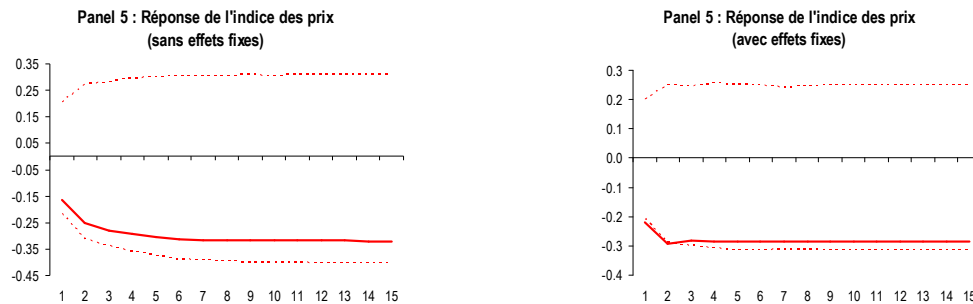
6.4.1.1 Une désinflation réussie...

Le **graphique 6.6** montre que, quel que soit le modèle, dans les pays ayant appliqué des mesures désinflationnistes drastiques, notamment l'adoption du régime de change fixe, les prix ont diminué de façon permanente suite à un choc négatif du taux de change. Ce choc structurel négatif a été bien identifié et correspond à une réduction du taux de dévaluation, soit une appréciation du taux de change nominal par rapport au dollar (voir **Annexe 6.16**). La modélisation VAR à quatre variables, avec ou sans effets individuels, montre également une désinflation significative suite à un choc monétaire négatif, synonyme d'une diminution de la masse monétaire (voir **graphique 6.6** et **Annexe 6.17**).

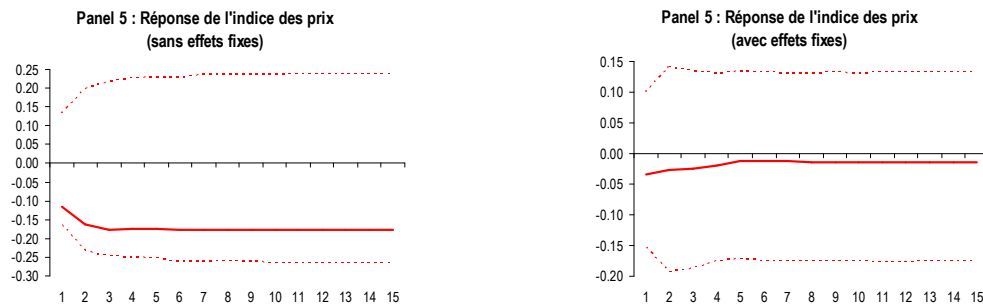
Ainsi, une désinflation rapide a été souvent observée dans les pays en transition ayant recouru à un régime de change fixe. Ces résultats complètent ainsi ceux exposés par Berg et al. (1999), Hernandez-Cata (1997), Christoffersen et Doyle (1998) ou encore Fischer et al. (1996), Fischer et Sahay (2000). Cependant, comme ces travaux, nos résultats ne semblent pas permettre d'indiquer quel choc qui agit le plus sur la dynamique des prix dans ces économies partisans de la « *thérapie de choc* ». Il est intéressant de remarquer, en revanche, qu'à la différence des modèles basés sur le critère géographique discuté précédemment, le choc du taux de change semble jouer un rôle très important dans l'explication de l'évolution des prix dans les pays concernés. En effet, si l'on regarde la décomposition de la variance de l'erreur de prévision des prix, le choc du taux de change explique plus de 50% de la dynamique des prix à long terme (27% dès la première période), soit la contribution la plus importante des chocs structurels. Dans le modèle avec effets fixes, la contribution s'élève même à près de 50% dès la première période pour atteindre plus de 60% à long terme, effaçant par la même occasion celle du choc de demande privée, pourtant réputé première source de l'évolution des prix (voir **Annexes 6.6.a et 6.6.b**). En revanche, la contribution du choc monétaire demeure limitée. Si elle n'est pas négligeable dans le modèle sans effets fixes (17% en moyenne à moyen et long terme), elle sera anonyme dans le cadre du modèle avec effets fixes (seulement 4% à court terme et quasiment nulle à long terme). Ces indications semblent justifier le mérite du taux de change comme

l'ancrage nominal efficace pour une désinflation rapide dans ces pays à régime de change fixe. Cette efficacité pourrait être accentuée par les conclusions faites sur la base des ratios de sacrifice ou la mesure des coûts, en termes de production, suite à une réduction d'un point l'inflation.

Choc négatif du taux de change



Choc monétaire négatif



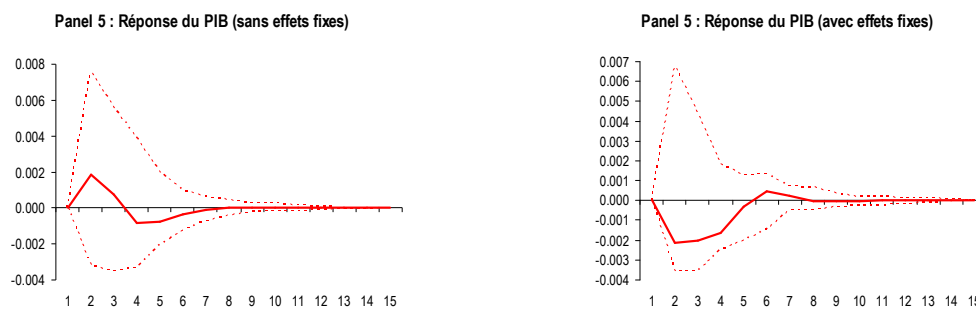
Graphique 6.6 : Les réactions des prix aux chocs négatifs du taux de change et de la monnaie en Europe centrale et orientale à « régime de change fixe »

6.4.1.2 ... avec des coûts réels en faveur du taux de change

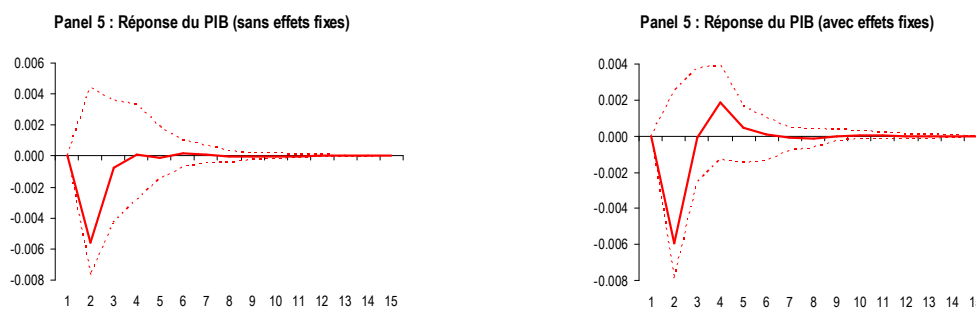
L'analyse des fluctuations de la production et des coûts de la désinflation, suite aux chocs négatifs du taux de change et de la masse monétaire en régime de change fixe, conduit à favoriser le taux de change comme l'instrument d'ancrage nominal le plus efficace pour réduire le taux d'inflation tout en limitant la baisse de la production. Le **graphique 6.7** montre que dans le cadre du modèle sans effets individuels, la désinflation provoquée par un choc négatif du taux de change est accompagnée par une hausse cumulée du taux de croissance, le pic expansionniste étant même enregistré dès la deuxième période. Cependant, avec l'introduction des caractéristiques propres à chaque économie du panel, nous obtenons en revanche une baisse temporaire de la production, dont le pic négatif est atteint également à la deuxième période. Même avec une baisse cumulée du taux de croissance durant la phase de désinflation, le pic

récessionniste demeure moins élevé que ceux observés suite à un choc monétaire négatif et dans le cadre des deux modèles avec ou sans effets individuels. En effet, dans le **graphique 6.7**, nous constatons qu'à la suite d'un resserrement de la masse monétaire, la baisse permanente des prix est accompagnée par une baisse transitoire de la production de même ampleur dans deux modèles, les pics récessionnistes s'établissant faiblement à -0.006%. A l'exception de la présence de l'« *output-puzzle* » dans le modèle homogène sans effets individuels, la désinflation apparaît comme récessionniste en régime de change fixe, quel que soit le choc structurel, avec une ampleur cependant assez faible. Même si la contribution des deux chocs structurels dans la dynamique du produit reste similaire et faible, ne dépassant pas la barre de 1% de la variance de l'erreur de prévision de la variable (voir les **Annexes 6.6.a et 6.6.b**), la désinflation provoquée par le choc négatif de change semble moins « coûteuse » en matière de baisse cumulée du taux de croissance du PIB.

Choc négatif du taux de change



Choc monétaire négatif



Graphique 6.7 : Les réactions du PIB aux chocs négatifs du taux de change et de la monnaie en Europe centrale et orientale à « régime de change fixe »

Le **tableau 6.3** présente la mesure des coûts réels suite à une réduction d'un point du taux d'inflation, souvent connue sous le nom des ratios de sacrifice, pour l'ensemble des pays ayant adopté le comportement « agressif » dès le début de leur stabilisation.

Degré d'engagement désinflationniste	Ratios de sacrifice			
	Ancrage nominal du taux de change		Ancrage nominal de la monnaie	
	Sans effets individuels	Avec effets individuels	Sans effets individuels	Avec effets individuels
Europe centrale et orientale				
PANEL 5 - "Régimes fixes"	-0.003	0.021	0.035	0.163
PANEL 6 - "Régimes flexibles"	-0.020	0.007	-0.013	-0.002
- PANEL 6a - "maintenus"	-0.559	-0.024	0.250	0.101
- PANEL 6b - "basculés"	0.242	0.184	0.010	0.002
PANEL 7 - Amérique latine	0.053	0.032	0.022	0.013

en gras: les ratios de sacrifices calculés à partir d'une réponse des prix contraire à la théorie économique

Tableau 6.3 : Ancrages nominaux et ratios de sacrifice dans le cadre du modèle VAR à quatre variables - Nature du régime de change

Pour obtenir ces ratios de sacrifice, nous avons déterminé le nombre de périodes d'effectivité de la politique de change ou de la monnaie. Les résultats (reportés dans l'**Annexe tableau 6.10**) conduisent à une persistance plus ou moins importante des impacts des politiques désinflationnistes sur l'évolution du produit. Les différentes valeurs, reportées dans le **tableau 6.3**, indiquent, selon la définition exposée dans la deuxième section, les « prix à payer », en termes de baisse cumulée du taux de croissance, pour une réduction d'un point du taux d'inflation. Ainsi, sans prendre en compte les caractéristiques individuelles des pays du panel, une baisse durable de 1% du taux d'inflation à la suite d'un choc du taux de change est quasiment sans coûts réels, le ratio de sacrifice étant estimé à -0.003%, soit même un gain de production compte tenu du signe négatif. En revanche, pour réduire le taux d'inflation d'un point à partir d'une politique de resserrement monétaire, il faudrait sacrifier 0.035% de production. L'introduction des effets individuels fixes semble faiblement augmenter l'effet récessionniste des désinflations, quel que soit l'ancrage nominal. Mais la tendance observée dans le modèle sans effets individuels se confirme : le ratio de sacrifice calculé à partir d'un choc monétaire négatif, estimé à 0.163, est plus grand que celui estimé à partir du choc négatif du taux de change, à 0.019, soit des coûts de la désinflation plus importants, en termes de production, si l'on utilise l'ancrage nominal de la masse monétaire. Ces ratios s'avèrent relativement robustes dans la mesure où ils sont relativement homogènes quelle que soit la spécification du VAR structurel (voir **tableau 6.4**)⁹⁴.

⁹⁴ Voir également les fonctions de réponse des différentes variables, selon la spécification VAR à deux ou à trois variables, au choc de change, de la monnaie ou de la demande privée présentées dans les **Annexes 6.18, 6.19 et 6.20**.

Degré d'engagement désinflationniste	Ratios de sacrifice					
	Modèle VAR 2		Modèle VAR 3 Choc de change		Modèle VAR 3 Choc monétaire	
	Sans effets individuels	Avec effets individuels	Sans effets individuels	Avec effets individuels	Sans effets individuels	Avec effets individuels
Europe centrale et orientale						
PANEL 5 - "Régimes fixes"	0.004	0.021	0.000	0.016	0.024	0.025
PANEL 6 - "Régimes flexibles"	0.01	0.028	-0.01	0.004	-0.02	0.010
- PANEL 6a - "maintenus"	0.005	0.01	-0.028	-0.006	-0.203	-0.105
- PANEL 6b - "basculés"	0.08	0.087	-0.10	-0.079	0.00	-0.012
PANEL 7 - Amérique latine	0.035	0.027	0.065	0.032	0.027	0.014

en gras: les ratios de sacrifices calculés à partir d'une réponse des prix contraire à la théorie économique

Tableau 6.4 : Ratios de sacrifice selon la spécification VAR – Nature du régime de change

Ainsi, tous les modèles s'accordent à dire que dans les pays ayant adopté une stratégie initiale « agressive », la désinflation est rapidement obtenue et accompagnée des coûts réels, en termes de baisse de production. Ces coûts réels, exprimés par des ratios de sacrifice, sont certes faibles, mais positifs (à l'exception du modèle VAR à quatre variables sans effets individuels où l'on observe un « *output-puzzle* » suite au choc négatif de change). Ce résultat semble aller dans le sens de la plupart des récents travaux empiriques, notamment celui de Ghosts (1997) ou Chistoffersen et Doyle (1998), qui ont conclut à l'existence des pertes en production d'une désinflation dans les économies en transition à régime de change fixe. Cependant, la ressemblance de notre étude avec les précédents travaux s'arrête là. Notre contribution a permis, tout d'abord, de mettre en évidence le mérite du choix du taux de change en tant qu'instrument d'ancrage nominal privilégié dans les pays prompts à agir rapidement et de manière forte pour résorber l'inflation élevée. Ainsi, les ratios de sacrifice, estimés à partir du modèle VAR à quatre variables et renforcés par les résultats issus des deux modèles à trois variables, ont permis de conclure qu'en régime de change fixe, la désinflation basée sur la stabilité du taux de change est plus efficace que celle fondée sur le resserrement monétaire, en termes de réduction du taux d'inflation et en tant que celui qui limite les pertes de production. Cette efficacité peut en effet s'expliquer par le fait que la stabilité du change, permise par la mise en place du système de change fixe, créerait un environnement macroéconomique stable et favorable à la croissance économique, « atténuant » ainsi les pertes liées à la désinflation ainsi que l'effondrement productif issu de la transition. Notre conclusion coïncide avec l'idée selon laquelle, il existerait une relation positive entre la stabilité du taux de change et la croissance économique. On trouve cette hypothèse avancée dans les travaux de Dornbusch (2001), Frankel et Rose (2002) ou encore McKinnon et Schnabl (2004). Selon ces auteurs, la stabilité des changes influence de manière

favorable le revenu et le commerce extérieur (Frankel et Rose, 2002). Elle permet également de créer un environnement macroéconomique stable et réduit ainsi la prime de risque dans le taux d'intérêt. Par conséquent, des taux d'intérêt de long terme plus faibles stimuleraient l'investissement et la croissance économique (Dornbusch, 2001). La stabilité des changes apparaît donc comme cruciale en Pologne, en Hongrie, en République Tchèque, en Slovaquie et dans les pays Baltes pour leur stabilité macroéconomique et les fortes accélérations de leur taux de croissance pendant les phases post-désinflationnistes. Dans ces pays, la mise en place d'un « sévère » programme de stabilisation, reflétée par le choix initial du ciblage du taux de change, a donc porté ses fruits et permis une désinflation rapide avec une meilleure performance macroéconomique. Cette conclusion est confirmée lorsqu'on regarde les performances enregistrées en revanche dans les pays d'Europe centrale et orientale connus pour leur « *gradualisme* » en matière de stabilisation.

6.4.2 Le « *gradualisme* » et l'échec du ciblage par le taux de change ?

La persistance de l'inflation à des niveaux élevés et l'effondrement de la production observés dans les Balkans (en Bulgarie ou en Roumanie) et dans la plupart des anciens pays soviétiques, malgré l'application des programmes de stabilisation, remettent en question le degré d'engagement des autorités publiques concernées. A la différence des pays du **panel 5** où les gouvernements ont affiché un signal fort et précis à travers la mise en place d'une stratégie de « *thérapie de choc* » basée notamment sur la fixité du change, les pays du **panel 6** sont connus pour leur « *prudence* » quant au choix du régime de change. Bien qu'il soit adopté de manière « forcée » dans certains pays, compte tenu de leurs réserves de change insuffisantes (en Bulgarie et en Roumanie notamment) pour assurer l'intervention publique sur le marché des changes, le système de change flexible représente, aux yeux du public, comme un outil anti-inflationniste prudent et gradualiste, voire un manque d'engagement des autorités publiques vis-à-vis de la stabilisation. A l'exception de la Slovénie qui a réussi sa désinflation basée sur le ciblage de la masse monétaire dans un système de change flexible, et ce sans connaître de grandes turbulences économiques et financières, les autres pays ont perdu leur pari. La Russie et ses anciens satellites soviétiques ont dû changer de cap au cours de leur stabilisation et remplacer la monnaie par le taux de change comme l'ancre nominale officielle. Il est donc intéressant d'étudier les différentes réactions de la production et des prix à un choc négatif du taux de change ou de la masse monétaire et comparer les coûts de deux différentes stratégies désinflationnistes en régime de change flexible. Le passage d'un régime flexible à un régime fixe, comme l'ont effectué au cours de leur stabilisation la Russie, la Bulgarie, et les autres pays de l'ancienne Union Soviétique, a-t-

il permis de réduire, de manière efficace, le taux d'inflation sans provoquer de coûts importants en matière de croissance économique ?

6.4.2.1 Le « *gradualisme* » et la flexibilité des changes : la dépréciation est-elle moins coûteuse que la dévaluation ?

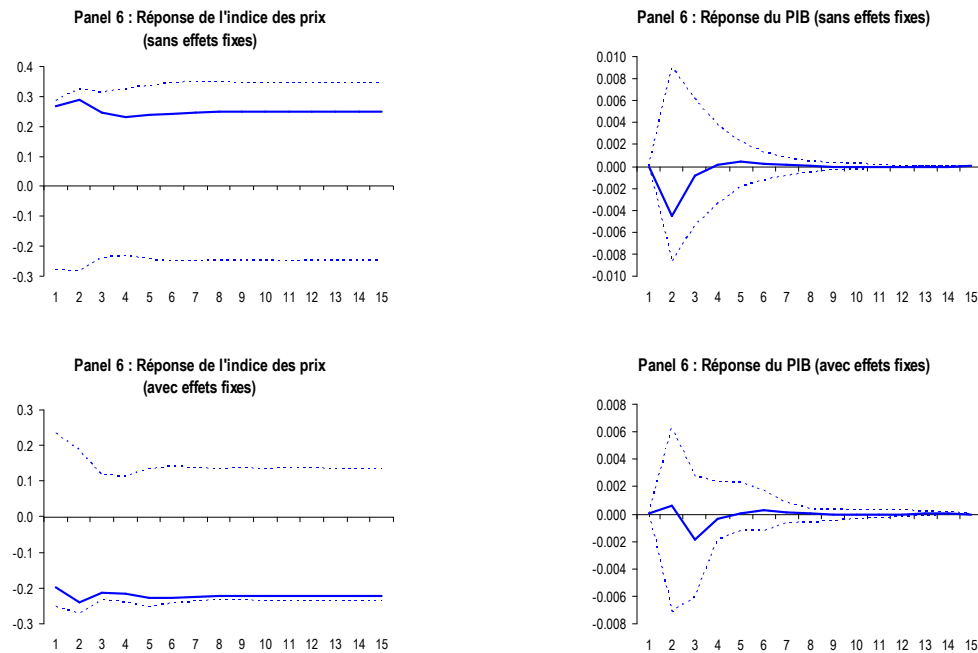
En général, l'adoption du régime de change flexible signifie souvent le choix d'une politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal de la masse monétaire. Cette stratégie a été observée, au début de leur stabilisation, dans certains pays des Balkans comme l'Albanie, la Bulgarie et la Roumanie et dans tous les pays de l'ancienne Union Soviétique. Nous cherchons alors à déterminer les coûts de désinflation suite au choc négatif de la masse monétaire, mais également à comprendre comment les prix et la production ont réagi à un choc négatif de change. Le **graphique 6.8** et les **tableaux 6.3** et **6.4** reportent ainsi les principaux résultats pour le **panel 6** des pays à régime de change flexible.

Les réactions des prix et de la production, ainsi que les ratios de sacrifice estimés indiquent que la désinflation basée sur le resserrement monétaire a permis de réduire de façon permanente des prix, tout en limitant les pertes en production. Quel que soit le modèle, les ratios de sacrifice, calculés à partir d'un choc monétaire, sont négatifs, impliquant une hausse de la production. Cependant, ce résultat n'est pas confirmé dans le cadre du modèle VAR à 3 variables dans la mesure où le choc monétaire a provoqué une hausse permanente, et non une réduction, des prix et une réaction hétérogène de la production selon le modèle avec ou sans effets individuels⁹⁵.

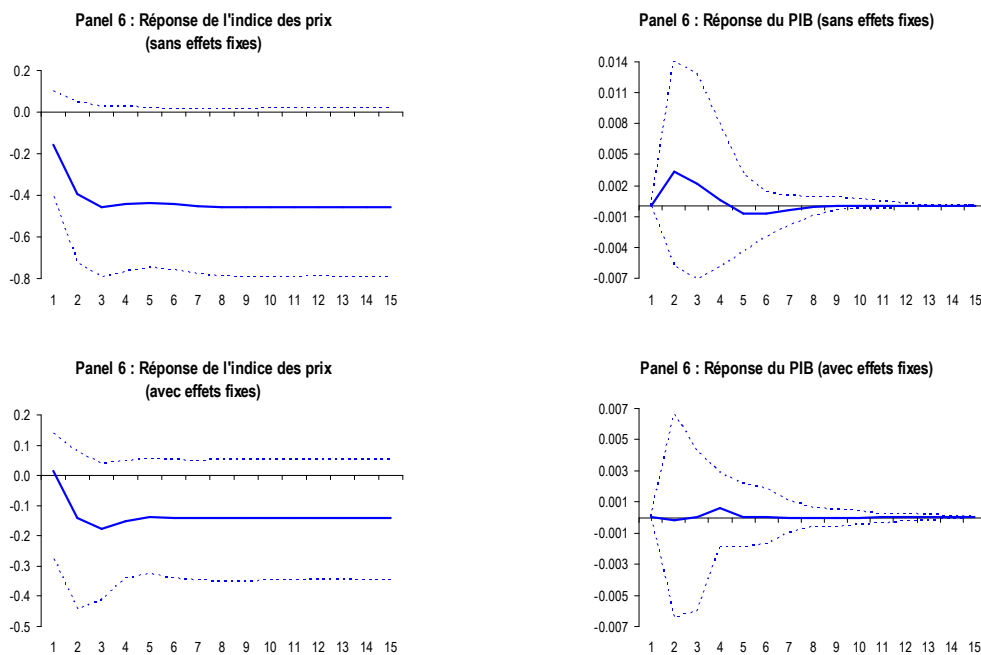
L'hétérogénéité des fonctions de réponse est également le résultat obtenu suite au choc de change négatif, synonyme d'une réduction du taux de dépréciation dans un système de change flexible, dans ce **panel 6**. Dans le cadre du modèle VAR à quatre variables sans effets fixes, une réduction du taux de dépréciation ou encore une appréciation du taux de change nominal conduit à une hausse permanente de l'indice des prix et un début expansionniste de la production (**graphique 6.8**). En revanche, avec la prise en compte des effets individuels fixes, les prix ont diminué de façon permanente, accompagnés par une baisse transitoire de la production. En termes de coûts de la désinflation, les ratios de sacrifice sont négatifs dans le premier modèle, positifs dans le second. Ce constat caractérise aussi les fonctions de réponse du produit et des prix et l'estimation des ratios de sacrifice issus du modèle VAR à trois variables (**tableau 6.4**). Il est donc difficile d'établir une tendance claire quant à l'influence d'un choc négatif du taux de change sur la désinflation et l'évolution de la production, et son efficacité par rapport au choc monétaire.

⁹⁵ Se reporter aux **Annexes 6.18, 6.19** et **6.20** pour les fonctions de réponse dans le cadre d'un VAR à deux et trois variables pour le panel 6 (*deuxièmes lignes*)

Choc négatif du taux de change



Choc monétaire négatif



Graphique 6.8 : Les réactions des prix et du PIB aux chocs négatifs du taux de change et de la monnaie en Europe centrale et orientale à « régime de change flexible »

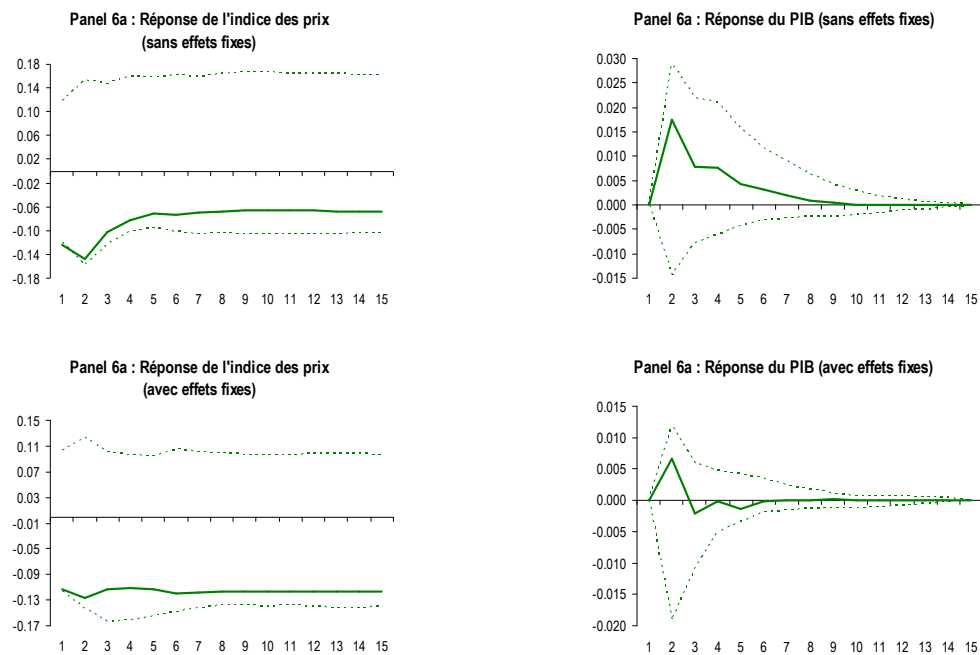
L'hétérogénéité des résultats pourrait être expliquée par le fait que dans cet échantillon, nous avons inclus des pays ayant opté pour le régime de change flexible dès leur première tentative de stabilisation. Or, en Bulgarie ou dans la plupart des anciens pays soviétiques, le système flexible

a été abandonné au profit de la fixité des changes au cours de la stabilisation. La distinction, au sein du panel des « *gradualistes* », entre ceux qui ont maintenu leur politique d’ancrage nominal et leur régime de change flexible, et ceux qui ont changé de cap a pu ainsi corriger ce problème d’hétérogénéité. Dans le **panel 6a** composé des pays ayant choisi une seule ancre nominale, la monnaie, et un seul système de change, la flexibilité, durant toute leur transition, les réactions des prix et de la production aux chocs négatifs du taux de change et de la monnaie sont relativement homogènes (voir **graphique 6.9**). Les prix diminuent de façon permanente dans les modèles VAR à quatre variables, avec ou sans effets fixes, alors que l’on observe une hausse transitoire de la production suite au choc de change et une baisse transitoire suite au choc monétaire.

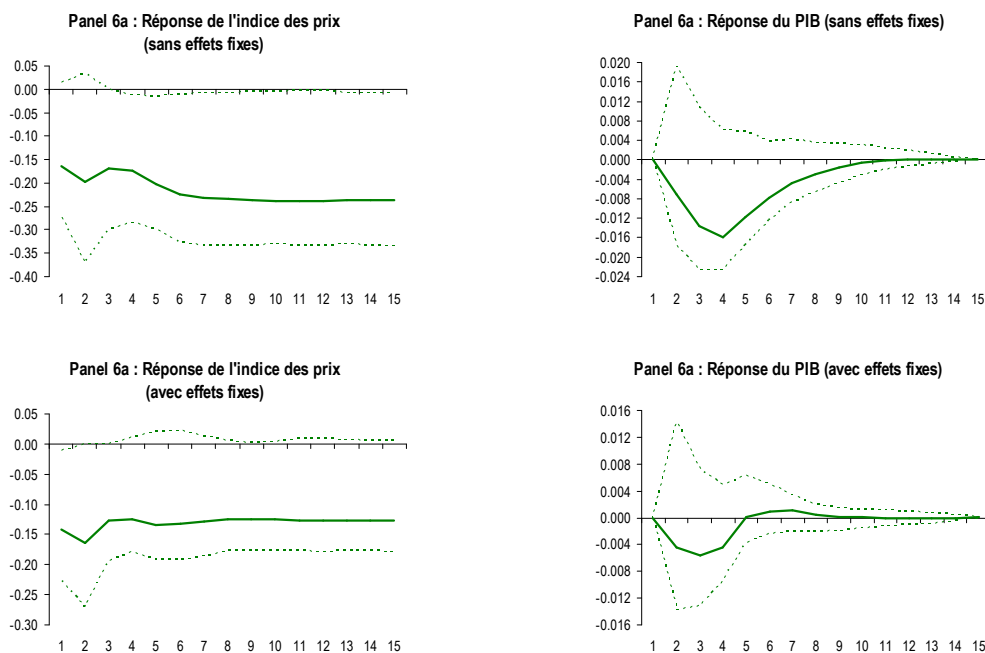
Cependant, le choc de la masse monétaire semble plus efficace pour réduire rapidement le taux d’inflation que le choc du taux de change si l’on regarde la décomposition de l’erreur de prévision des prix (voir **Annexes 6.6.a et 6.6.b**). En effet, la contribution du choc monétaire à la dynamique des prix est plus forte que celle du choc de change à la première période, aux alentours de 19% (modèle sans effets fixes) et 15% (modèle avec effets fixes) contre seulement 11% (sans effets fixes) et 10% (avec effets fixes). Les ratios de sacrifice du **tableau 6.3**, quant à eux, indiquent que dans les pays à régime de change flexible, la désinflation provoquée par l’appréciation du taux de change nominal est « avantageuse » en termes de gains en production, alors que celle basée sur le resserrement monétaire est génératrice de pertes de croissance. L’avantage de la désinflation basée sur l’appréciation du change est encore confirmé par les résultats obtenus de la modélisation VAR à trois variables, les ratios de sacrifice étant tous négatifs mais l’ampleur, en valeur absolue, de ceux calculés à partir du choc de change est relativement plus importante (**tableau 6.4**)⁹⁶. Ces résultats confirment alors que dans le **panel 6a** des pays à régime de change flexible « *maintenu* » durant leur stabilisation, la désinflation via une politique de dépréciation est moins « coûteuse », en termes de production, que celle issue d’un resserrement monétaire. Mais elle n’apparaît pas comme la plus efficace pour réduire l’inflation. Ceci expliquerait pourquoi aucun des pays composant ce panel n’a recouru à l’utilisation d’une politique de change comme un moyen anti-inflationniste. Tous ont appliqué et maintenu leur stratégie d’ancrage nominal de la masse monétaire avec des succès et des échecs. La Slovénie et l’Albanie sont les rares pays à avoir réussi à réduire rapidement leur taux d’inflation élevé avec des taux de croissance relativement robustes tout au long de leur transition. En revanche, la désinflation de la Moldavie et de la Roumanie a été particulièrement lente. De son côté, la Roumanie reste incapable de mener à bien son programme de désinflation basée sur le ciblage monétaire, lancé en 1993, le taux d’inflation restant à des niveaux élevés à la fin des années 1990.

⁹⁶ Voir aussi les fonctions de réponse de la production et des prix, dans le cadre du modèle VAR à trois variables, pour le **panel 6a** reportées dans les **graphiques 6.18 et 6.19** (*troisièmes lignes*).

Choc négatif du taux de change



Choc monétaire négatif



Graphique 6.9 : Les réactions des prix et du PIB aux chocs négatifs du taux de change et de la monnaie en Europe centrale et orientale à régime flexible « maintenu »

Deux autres résultats intéressants sont à retenir de l'étude du **panel 6a**. Tout d'abord, la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change semble plus rapide dans le **panel 5** des pays à régime de change fixe que dans le **panel 6a** des pays à régime de change flexible

« *maintenu* » *durant toute leur transition*. Il suffit de regarder la décomposition de la variance de l'erreur de prévision des prix de chaque panel (**Annexes tableaux 6.6.a et 6.6.b**). En effet, le choc négatif du taux de change expliquerait respectivement plus de 27% (sans effets individuels) et près de 50% (avec effets individuels) de la dynamique des prix dès la première période, après l'intervention du choc, en régime de change fixe, alors qu'il ne contribue qu'à environ 10% en régime de change flexible à court terme, quel que soit le modèle sans ou avec effets fixes.

Deuxièmement, les coûts réels en matière de production d'une désinflation basée sur une politique de réduction du taux de dévaluation (en régime de change fixe) semblent plus importants que ceux issus d'une désinflation basée sur une politique de réduction du taux de dépréciation (en régime de change flexible). Par exemple, dans le cadre du modèle VAR à 4 variables, les ratios de sacrifice calculés pour le **panel 5** des pays à régime de change fixe s'établissent à -0.003 (sans effets fixes) et 0.021 (avec effets fixes), alors que ceux estimés dans les pays à régime de change flexible se situent à -0.559 (sans effets fixes) et -0.024. Cette tendance est confirmée par les ratios de sacrifice calculés à partir du modèle VAR à trois variables, avec la prise en compte du taux de change. Ces résultats empiriques tendent à indiquer qu'*une politique de dévaluation (régime de change fixe) permettrait une désinflation plus rapide et plus importante, mais une politique de dépréciation (régime de change flexible) donnerait lieu à des gains de production plus importants*. Nous retrouvons, ici, les conclusions de Christoffersen et Doyle (1998) qui ont suggéré qu'une désinflation rapide n'était associée aux pertes de production qu'en régime de change fixe, ou celles de Ahmed et al. (2002) pour qui, les pays ayant opté pour la fixité des changes pourraient bénéficier d'une dévaluation expansionniste dès qu'ils décident de flexibiliser leur système de change. Si pour beaucoup d'économistes, la flexibilité du régime de change et la politique de dépréciation sont moins contractionnistes que le régime fixe et la politique de dévaluation, ce lien entre le régime de change et les coûts réels de la désinflation reste toutefois peu évident à ce stade. Les réactions de la production et des prix, ainsi que les ratios de sacrifice estimés pour le **panel 6b** composé des pays ayant passé d'un régime flexible à la fixité du change, pourraient nous apporter des éléments nouveaux.

6.4.2.2 De la flexibilité à la fixité : le pari perdu du taux de change...

Le **panel 6b** est composé des pays ayant changé de cap au cours de leur stabilisation. La Bulgarie est passée à la *caisse d'émission* (le « *currency board* ») après avoir suivi un régime de change flottant au début de sa transition, en raison de l'insuffisance de ses réserves de change. Les pays de l'ancienne Union Soviétique ont également remplacé leur régime flottant soit par un régime de change fixe à bandes horizontales (Ukraine, Arménie, Azerbaïdjan, Bélarus,

Kazakhstan), soit par un arrangement intermédiaire (le glissement pré-annoncé en Russie). Le passage d'un régime de change flexible à un régime plus strict permet-il de résorber le taux d'inflation élevé et persistant dans ces pays ? Quels sont les coûts en termes de production enregistrés ? Les principaux résultats issus de notre modèle VAR à quatre variables sont présentés dans le **graphique 6.10** et les **tableaux 6.3** et **6.4**.

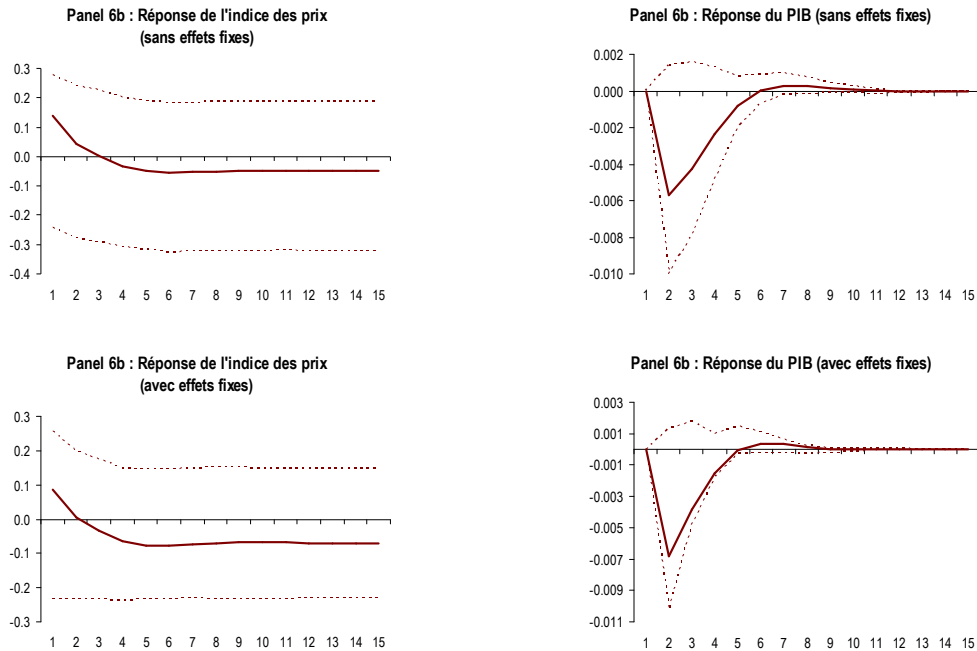
Nous remarquons d'après le **graphique 6.10**, que le choc négatif de la masse monétaire a conduit à une baisse permanente des prix, quel que soit le modèle avec ou sans effets individuels. En revanche, le choc négatif du taux de change nominal n'a pas provoqué de baisse des prix à la première période. Au contraire, on assiste, en effet, à un « *price-puzzle* » immédiatement après l'intervention du choc. La baisse permanente attendue ne survient qu'à partir de la deuxième ou troisième période selon les modèles. Ces résultats nous donnent une première indication sur l'inefficacité du taux de change en tant qu'instrument désinflationniste par rapport au resserrement monétaire. De plus, la politique de change semble jouer un rôle limité dans la dynamique des prix, conclusion appuyée par l'analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision de la variable. En effet, la contribution du choc de change dans l'évolution des prix n'est qu'à 3% à court terme pour devenir de moins en moins visible au cours du temps. En revanche, le choc monétaire contribue, de façon non négligeable, en expliquant plus ou moins 30%, à la première période, de la variance des prix avant de s'atténuer également à long terme dans les deux modèles avec ou sans effets fixes. La tendance est confirmée par les résultats issus des modèles VAR à trois variables⁹⁷. Dans le cadre de cette modélisation, un choc du taux de change a même provoqué une hausse permanente des prix, contrairement à la réaction au choc monétaire. Ceci reflète totalement la situation observée dans les pays ayant recouru au changement de cap du **panel 6b** où on a enregistré un échec de la plupart des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change avec la persistance du taux d'inflation à des niveaux élevés.

Si les prix ont réagi, de manière hétérogène, aux chocs négatifs de change et de la monnaie, nous observons une réponse très homogène de la production, quelle que soit la spécification VAR, à trois ou quatre variables et avec ou sans effets individuels fixes. La désinflation, quel que soit l'ancrage nominal, est accompagnée par une baisse transitoire de la production. La reprise, souvent observée après un début récessionniste, reste quasiment nulle dans ce panel, ce qui est également confirmée par la situation de croissance économique enregistrée dans la plupart des pays du panel. Certes, avec les instabilités structurelles et politiques défavorables à la croissance, le choc de change ou de la monnaie n'apparaît pas comme le principal responsable de la mauvaise performance macroéconomique, la contribution de ces deux chocs structurels à la

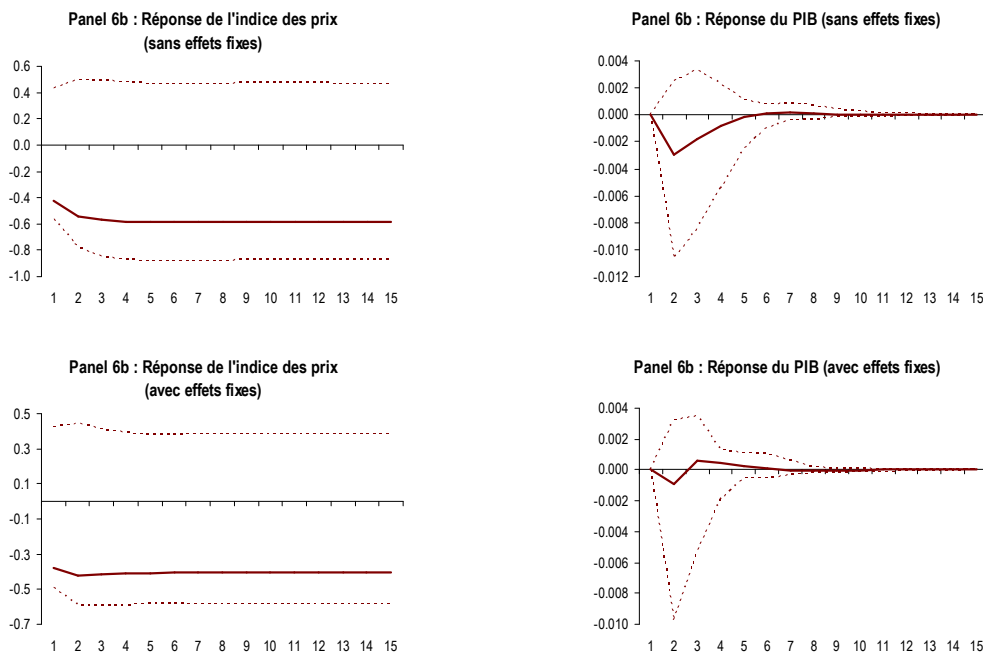
⁹⁷ Voir **Annexes 6.18** et **6.19**, *quatrième* lignes.

variance de l'erreur de prévision du produit restant quasiment nulle, inférieure à 1% (voir Annexes 6.6. et 6.6.b).

Choc négatif du taux de change



Choc monétaire négatif



Graphique 6.10 : Les réactions des prix et du PIB aux chocs négatifs du taux de change et de la monnaie en Europe centrale et orientale à régime de change « basculé »

Cependant, la désinflation basée sur le ciblage du change ou de la monnaie est, sans aucun doute, coûteuse en matière de production, compte tenu des ratios de sacrifice positifs estimés à partir de ces fonctions de réponse (voir **tableau 6.3**). Pour réduire le taux d'inflation d'un point par une politique de change, les « prix à payer » seront une baisse cumulée du taux de croissance de 0.242% (sans effets individuels) et 0.184% (avec effets individuels). Ces coûts réels s'avèrent plus importants que ceux estimés à partir d'une politique de resserrement monétaire, les ratios de sacrifice s'établissant à 0.01 (sans effets individuels) et 0.002 (avec effets individuels). Le signe négatif des ratios de sacrifice calculés à partir du choc de change, dans le cadre du modèle à trois variables (**tableau 6.4**), est trompeur dans la mesure où une politique de réduction du taux de dévaluation entraîne à la fois une hausse permanente des prix et une baisse temporaire de la production dans ce panel.

Ainsi, la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change est totalement inefficace dans les pays ayant connu au moins un changement de cap au cours de la transition. Le passage de la flexibilité à la fixité n'est donc pas porteur de résultats favorables à la désinflation et à l'activité réelle. Cette conclusion va dans le sens des travaux de Domag et al. (2001) selon lesquels, le basculement d'un régime de change flexible à un arrangement intermédiaire ou fixe ne permet pas de réduire rapidement le taux d'inflation, comme l'escomptaient les autorités monétaires. Il conduit même à un taux de croissance plus faible, étant donné que les fondamentaux macroéconomiques existants apparaissent comme inappropriés pour un régime de change intermédiaire ou fixe. En effet, dans ces pays, l'instauration d'un régime de change fixe semble déjà compromise dans la mesure où leur compte courant et les réserves de change officielles continuent de se détériorer, alors que les réformes budgétaires radicales sont absentes. Certes, la fixité du change est une condition importante pour une désinflation rapide. La Bulgarie a vu son taux d'inflation fortement en baisse après la mise en place du système « *currency board* », alors qu'elle souffrait d'une nouvelle vague d'inflation élevée après la mise en application de la désinflation basée sur l'ancrage nominal de la monnaie au début des années 1990. En revanche, dans les autres pays du **panel 6b**, la décision de changer de cap au cours du processus de stabilisation, après l'échec de la première tentative, n'a pas permis de résorber fortement et totalement l'inflation élevée, alors que l'instabilité financière vient de plus en plus menacer le régime de change. La crise de la dette en Russie vers le milieu des années 1990 est la preuve de l'échec d'un basculement de stratégie de désinflation et de régime de change. L'inflation reste à des niveaux élevés, alors que les facteurs néfastes à une instauration de la fixité des changes, comme la détérioration continue des comptes courant et budgétaire, persistent. Cette situation ressemble étrangement à celle observée en Amérique latine durant toute la seconde moitié du 20^e siècle, où l'on a assisté à un enchaînement de programmes de stabilisation et de régimes de change. Il est alors intéressant d'effectuer un rapprochement avec l'Amérique

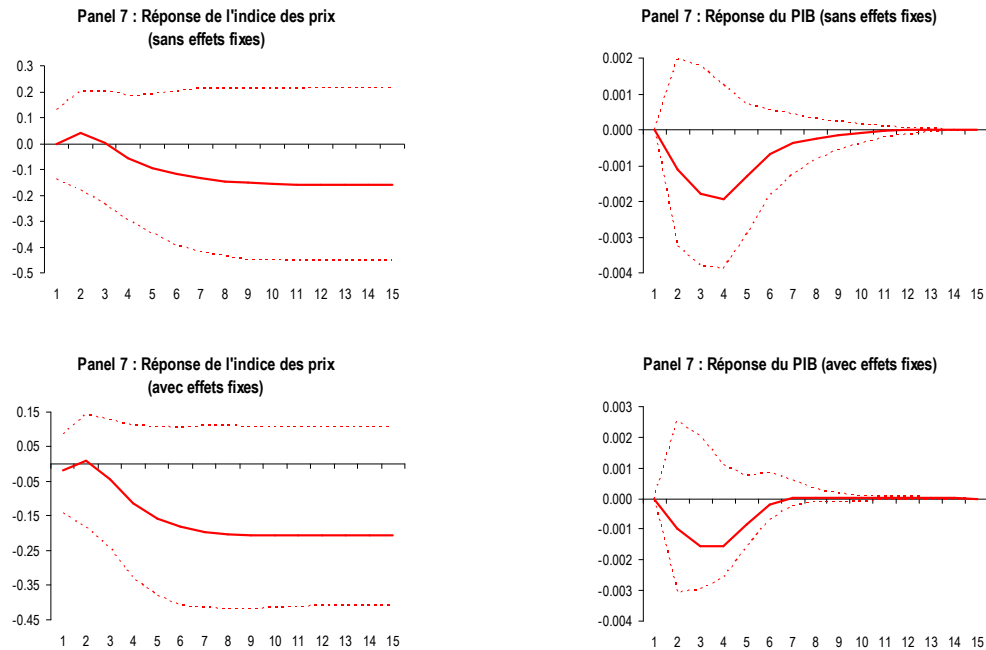
latine, en termes de coûts de la désinflation, afin de confirmer une fois pour toutes les résultats obtenus jusque là : *le basculement d'un régime flexible à un régime de change fixe ne permet pas le succès d'une désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change alors que les pertes en production sont les plus importantes.*

6.4.3 ...Un échec confirmé chez les économies latino-américaines

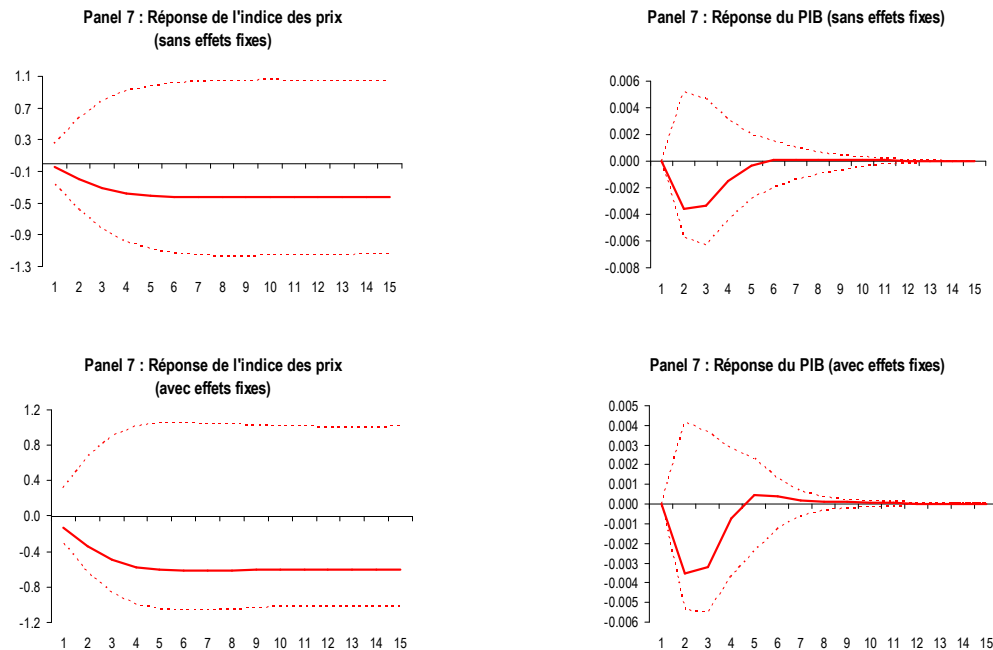
Comme on l'a déjà signalé dans les chapitres précédents, il est difficile de faire un rapprochement entre les issues des programmes de stabilisation mis en place en Europe centrale et orientale et en Amérique latine, compte tenu de leurs multiples différences concernant la durée et les causes de l'inflation élevée, la structure économique, sociale et politique et par conséquent, le choix des stratégies anti-inflationnistes. L'examen des programmes de désinflation, ayant été appliqués dans ces deux régions, conduit tout de même à des observations communes. Tout d'abord, *les pays ayant adopté une politique de « thérapie de choc » ont réussi à réduire rapidement l'inflation contrairement à ceux optant pour une approche gradualiste.* Face à une inflation élevée, au lieu d'afficher, dès leur première tentative de stabilisation, un signal fort et clair de leur volonté anti-inflationniste, en mettant en place un régime de change fixe, voire une *caisse d'émission*, la plupart des pays latino-américains ont choisi la « prudence », en recourant soit à un régime intermédiaire, soit à une flexibilité du change. Cette approche gradualiste, accentuée par de nombreux changements de stratégies d'ancrage nominal et de régime de change tout au long du processus de stabilisation explique, en grande partie, le bilan mitigé enregistré en Amérique latine. D'où s'enchaîne une seconde ressemblance avec certains pays d'Europe centrale et orientale, notamment ceux classés dans le **panel 6b** : *les pays ayant changé leur stratégie au cours du processus de désinflation, ne réussissent pas à ramener le taux d'inflation à un niveau plus bas, alors que l'activité économique et l'environnement financier peuvent même en pâtir.* Le **graphique 6.11**, ainsi que les ratios de sacrifice calculés pour le panel des pays latino-américains et reportés dans les **tableaux 6.3** et **6.4** confirment ces observations communes.

L'allure des fonctions de réponse des prix et de la production au choc négatif du taux de change du **panel 7** des pays d'Amérique latine est quasiment similaire à celle observée dans les pays d'Europe centrale et orientale du **panel 6b** (voir **graphique 6.11**). Une politique de réduction du taux de dévaluation conduit à une hausse transitoire des prix. La présence d'un « *price-puzzle* » instantané est confirmée avec un pic de hausse des prix atteint en seconde période, constituant donc la seule différence avec les pays européens du **panel 6b**, dont la hausse temporaire des prix s'est arrêtée plus tôt (deuxième période). La baisse des prix n'intervient et ne devient permanente qu'à partir de la troisième période en Amérique latine, dans le modèle avec ou sans effets individuels.

Choc négatif du taux de change



Choc monétaire négatif



Graphique 6.11 : Les réactions des prix et du PIB aux chocs négatifs du taux de change et de la monnaie en Amérique latine à régime de change « basculé »

En revanche, la baisse permanente des prix en réponse au choc monétaire négatif a été bien observée. Ces résultats accentuent alors le fait que l'ancrage nominal du taux de change n'a pas

produit les effets escomptés et que, la désinflation a été « lente », voire a échoué dans cette région. Ce rôle limité de l'ancrage nominal du taux de change peut être mis en évidence par l'étude de la variance de l'erreur de prévision des prix. Comme en Bulgarie ou dans les anciens pays soviétiques, les pays latino-américains ont vu une contribution quasiment nulle du taux de change dans la dynamique des prix, que ce soit à court ou long terme (voir **Annexe tableau 6.6.a** et **6.6.b**). Si à l'intérieur de la région, certains pays comme le Mexique ont réussi à réduire le taux d'inflation par des politiques de change comme nous avons pu l'observer à travers notre étude en séries temporelles, la tendance générale est à l'inefficacité du choc de change dans l'explication de l'évolution des prix dans l'ensemble de la région.

On remarque également une ressemblance dans la réaction de la production au choc négatif du taux de change avec le **panel 6b**. Comme dans les pays en transition ayant basculé leur régime de change au cours de stabilisation, le panel des pays latino-américains a aussi enregistré une baisse transitoire de la production, suite à la désinflation basée sur une politique de dévaluation ou un resserrement de la masse monétaire. Cette baisse est confirmée par les résultats issus de la modélisation VAR à trois variables. Il est intéressant de souligner, ici, l'absence du phénomène « *récession maintenant versus récession plus tard* » tant discuté dans la littérature consacrée aux pays d'Amérique latine. Si la modélisation VAR à quatre variables en séries temporelles a permis de mettre en évidence ce phénomène dans au moins cinq pays sur douze, notre étude en panel semble refléter la tendance observée dans les autres pays de l'échantillon, soit la présence d'un début récessionniste de l'activité économique. Il ne faut pas oublier également que le phénomène « *boom-récession* » est obtenu grâce à une sélection des épisodes uniquement désinflationnistes, alors que notre étude couvre l'ensemble des réactions « expansionniste » et « récessionniste » en périodes de désinflation et d'accélération d'inflation. La distinction entre les deux régimes d'inflation en séries temporelles n'a pas permis d'améliorer la fiabilité des ratios de sacrifice estimés (voir **chapitre 5**).

Les **tableaux 6.3** et **6.4** reportent l'estimation des ratios de sacrifice du panel latino-américain sur une période globale 1970-2006. Nous remarquons immédiatement l'homogénéité des ratios quel que soit le modèle, indépendamment du nombre de variables choisies. Issus d'un choc de change ou de la masse monétaire, les ratios de sacrifice sont faibles mais positifs dans tous les modèles, impliquant l'existence d'un conflit entre la réduction des prix et la production en Amérique latine dans son ensemble. Dans le cadre du modèle VAR à quatre variables, les ratios de sacrifice calculés à partir du choc de change sont plus grands que ceux estimés à partir du choc monétaire. Cette observation est confirmée également par les résultats des modèles VAR à trois variables. Ainsi, comme dans les pays en transition du **panel 6b**, la désinflation issue d'une politique de dévaluation est plus coûteuse, en termes de production, que celle issue d'un resserrement monétaire. L'ancrage nominal du taux de change apparaît alors comme inefficace

pour réduire rapidement les prix, alors qu'il provoque même des pertes en production, même si ces pertes sont peu élevées compte tenu de la faiblesse des ratios de sacrifice. L'obtention de tendances claires, sur l'évolution des ratios de sacrifice selon les modèles, a été le point faible de notre étude en séries temporelles pour les pays latino-américains⁹⁸. La modélisation VAR en panel ne permet pas, certes, d'estimer les coûts de la désinflation d'un pays en particulier, en donnant plutôt une tendance générale d'une région. Mais, elle permet de corriger l'hétérogénéité des ratios observée lors des estimations en séries temporelles. Lors de notre modélisation VAR à quatre variables avec les séries temporelles, nous avons obtenu un ratio de sacrifice moyen estimé à partir d'un choc négatif du taux de change supérieur à celui issu d'un resserrement de la masse monétaire. Cette tendance n'a pas été vérifiée à l'intérieur de chaque pays, ni consolidée par les estimations à partir des modèles VAR à trois variables. L'hétérogénéité et le manque de fiabilité des ratios ont été expliqués principalement par le nombre d'observations limité dans chaque modèle individuel en séries temporelles. L'étude en panel a ainsi corrigé cette lacune et permis de confirmer notre premier résultat, issu du modèle VAR à quatre variables en séries temporelles : *en Amérique latine dans son ensemble, la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change est plus coûteuse en termes de production qu'une désinflation fondée sur le resserrement de la masse monétaire, même si ces coûts demeurent relativement faibles*. Cette conclusion est également valable dans certains pays en transition d'Europe centrale et orientale, qui ont adopté au moins deux stratégies de désinflation durant leur période de transition (la Bulgarie et les anciens pays soviétiques). Nous remarquons enfin, que cette conclusion confirme la tendance générale observée en Amérique latine lors de notre étude en séries temporelles (**chapitre 5**), mais à l'encontre des résultats obtenus par l'examen de l'impact des déterminants sur l'évolution des ratios de sacrifice issus de la méthode de calcul ad hoc de Ball (1994) ou Zhang (2001). Selon les conclusions faites de le **chapitre 3**, les coûts réels, observés durant les épisodes de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change, est plus faible que ceux observés durant les épisodes pilotés par la monnaie et que l'ancrage nominal du taux de change diminuerait les ratios de sacrifice. Comme nous l'avons remarqué auparavant, la relation entre l'ancrage nominal du taux de change et ratios de sacrifice, exposée dans le **chapitre 3**, est basée sur une variable « fictive » et non sur une vraie évolution du taux de change nominal. De plus, les coûts de la désinflation sont calculés pour chaque épisode de désinflation et sont supposés la résultante d'un seul choc structurel : le choc négatif de demande agrégée assimilé à un choc de politique monétaire restrictive. En attribuant à la seule politique monétaire toutes les variations de l'inflation et de la production au cours des épisodes de désinflation, la méthode standard, initiée par Ball (1994), ne permet pas de distinguer les vrais effets d'une politique de désinflation par le

⁹⁸ Voir également les fonctions de réponse du produit et des prix dans le cadre du modèle VAR à deux et à trois variables reportées dans les **Annexes 6.22** et **6.23**.

change ou par la monnaie. Les différents résultats obtenus à partir de deux méthodes d'estimation, « *variantielle* » et économétrique, s'expliquent donc principalement par la distinction ou non des chocs de désinflation.

Conclusions des résultats obtenus : Ainsi, à la différence de l'étude en panel basé sur le critère géographique, la décomposition des groupes selon la nature du régime de change a permis de corriger l'hétérogénéité des ratios de sacrifice et conduit, malgré la faiblesse de leur ampleur, à trois constats intéressants pour l'Europe centrale et orientale :

- La prise en compte des effets individuels fixes n'a quasiment aucune incidence sur l'allure des réactions des prix et de la production, mais elle modifie quelque peu l'ampleur de ces réactions. Les ratios de sacrifice estimés à partir du modèle à effets fixes sont en général plus faibles, mais confirment les tendances observées dans le modèle sans effets individuels spécifiques, à l'exception du **panel 6** où l'on observe une certaine hétérogénéité.
- L'ancrage nominal du taux de change est efficace en régime de change fixe : désinflation rapide et significative avec des coûts en production relativement faibles.
- La politique de dépréciation est également efficace en régime de change flexible pour réduire le taux d'inflation, mais avec un rythme moins important par rapport au régime de change fixe. Les coûts de la désinflation sont moins importants qu'en régime de change fixe. La flexibilité de change peut même être génératrice de croissance.
- Le basculement d'un régime flexible à un régime de change intermédiaire ou fixe n'assure pas le succès d'une désinflation basée sur le ciblage du taux de change, alors que les pertes en production sont les plus importantes. Ce constat a été également observé en Amérique latine, connue surtout par ses multiples stratégies d'ancrage nominal et de régimes de change, appliquées successivement durant leur stabilisation.

Conclusion

Ce chapitre a utilisé l'approche VAR avec des données de panel pour analyser les coûts de la désinflation et l'efficacité de l'ancrage nominal du taux de change comme instrument désinflationniste dans l'ensemble des pays en transition d'Europe centrale et orientale. Nous pensons également que le recours aux données de panel a contribué à améliorer les lacunes d'une modélisation VAR en séries temporelles. Cette technique introduit davantage d'observations et permet de contrôler l'hétérogénéité des individus. La similarité des résultats, selon les différentes

spécifications du modèle VAR, à deux, trois ou quatre variables, dans la plupart des groupes, à la différence de l'étude en séries temporelles des pays latino-américains, en est la preuve.

Les résultats obtenus confirment ceux calculés à partir des méthodes « *variantielles* » initiées par Ball (1994) et présentés dans le **chapitre 3**. En effet, quel que soit la zone géographique ou la nature du régime de change, les ratios de sacrifice, estimés pour chaque groupe, sont faibles, mais le signe positif de la plupart des ratios implique la présence de certains coûts, en termes de production, provoqués par une désinflation. A la différence des travaux empiriques existants, notre étude a permis de proposer quelques conclusions intéressantes concernant la supériorité d'un régime de change à un autre, en termes de coûts de désinflation, et la comparaison entre les deux régions ayant été frappées par de fortes inflations, à savoir l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale. Ainsi, grâce aux données de panel, il ressort que :

- L'Europe centrale et orientale, dans son ensemble, a réussi sa désinflation et le taux de change apparaît comme l'instrument d'ancrage nominal efficace, dans la mesure où un choc de change négatif permet de réduire le niveau général des prix, tout en créant même de la croissance économique. Mais la décomposition, selon le critère géographique, ne permet pas de résoudre le problème d'hétérogénéité des ratios de sacrifice.
- La prise en compte des effets individuels fixes, propres à l'analyse des données de panel, n'influence que faiblement la dynamique du PIB et des prix en Europe centrale et orientale.
- De plus, l'ancrage nominal du taux de change est efficace en régime de change fixe, moins en régime de change flexible pour réduire rapidement le taux d'inflation, alors que les coûts de désinflation en termes de baisse de production sont plus importants en régime de change fixe.
- Enfin, les pays d'Europe centrale et orientale, ayant recouru à plusieurs stratégies de change et d'ancrage nominal, enregistrent les mêmes résultats que les économies latino-américaines, qui sont également connues pour leur multiples ancrages nominaux : l'ancrage nominal du taux de change est inefficace pour réduire le taux d'inflation, alors qu'il provoque même des effets récessionnistes importants pendant les phases stabilisatrices.

Les résultats obtenus donnent des indications intéressantes quant au choix de régime de change et son impact sur l'évolution des prix et de la production. L'impact du choc négatif du taux de change sur l'activité économique reste tout de même faible, quel que soit le régime de change. Il ressort de l'étude en panel, qu'il est difficile d'établir une relation entre l'ancrage nominal du taux de change et les coûts de la désinflation. L'ancrage nominal du taux de change n'est pas le seul facteur capable d'influencer l'activité dans les pays en transition ou dans les pays latino-américains. Et le ratio de sacrifice n'est pas le seul facteur capable d'influencer les

décisions des autorités publiques concernant leur stratégie de change et de désinflation. Les expériences des pays latino-américains et des pays d'Europe centrale et orientale, même ceux qui ont réussi leur désinflation, ont montré que d'autres facteurs devraient être pris en compte, notamment la situation budgétaire et du compte courant. Le choix du régime de change et d'ancrage nominal devrait être constamment ajusté au climat macroéconomique actuel. Faute de quoi tout le système macroéconomique et financière en souffrira. D'où le défi constant pour les autorités monétaires : trouver le niveau optimal d'engagement pour assurer une stabilité des prix.

CONCLUSION GENERALE

Nous avons voulu, dans cette thèse, déterminer les coûts réels issus des désinflation basées sur l'ancrage nominal du taux de change et établir ainsi une indication chiffrée de l'impact de cette stratégie sur l'évolution du taux d'inflation et de la production. Notre analyse s'est appuyée sur deux régions ayant recouru le plus souvent au taux de change comme instrument de lutte contre l'inflation élevée chronique ou l'hyperinflation : l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale. En général, la stratégie d'ancrage nominal par le change est efficace pour réduire le taux d'inflation. Cette efficacité est plus marquante dans les pays d'Europe centrale et orientale que dans les pays d'Amérique latine où le bilan de désinflation reste tout de même mitigé. Quant à son impact sur l'activité économique, les résultats obtenus sont moins évidents. A travers de deux approches, factuelle et économétrique, nous avons pu obtenir une première estimation des ratios de sacrifice pour l'ensemble de ces deux régions. Quel que soit l'ancrage nominal, les coûts de la désinflation sont faibles, voire nuls. Cependant, il ressort de notre étude qu'il est difficile d'établir une relation entre les coûts de la désinflation et l'ancrage nominal du taux de change, dans la mesure où les résultats varient d'une méthode d'estimation à l'autre. L'hétérogénéité des ratios de sacrifice rend impossible la comparaison des coûts entre les pays, entre deux régions et entre deux stratégies d'ancrage nominal. Le choix d'une stratégie d'ancrage nominal ne peut donc pas être basé sur la comparaison des ratios de sacrifice.

Nous avons commencé, dans **les deux premiers chapitres**, par dresser un bilan des principaux épisodes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine et en Europe centrale et orientale. Avec un niveau initial d'inflation quasiment similaire au début de chaque épisode de désinflation, c'est-à-dire fortement supérieur au seuil de « *crise d'inflation* » de 40% défini par Easterly (1996), avec parfois des pics hyperinflationnistes à plus de 1000%, voire 10000%, l'impact de l'ancrage nominal du taux de change comme instrument désinflationniste n'a pas été le même pour tous. En Amérique latine, la réduction de l'inflation via le ciblage du taux de change a été graduelle et laborieuse. Dans la plupart des économies, malgré de nombreuses tentatives stabilisatrices, il a fallu attendre plus ou moins trois décennies pour voir l'inflation descendre sous de la barre des 40%. La convergence de l'inflation latino-américaine vers les niveaux mondiaux (en dessous de 7.5% par an) n'est atteinte qu'à partir de la seconde moitié des années 1990, cependant remise en question par la fragilité de l'environnement financier. Connus comme un succès ou un échec, quasiment tous les programmes de stabilisation pilotée par le taux de change se sont soldés sur une crise de la balance des paiements et un effondrement du système financier et bancaire. La stratégie de fixité du change est même apparue

comme encombrante en présence de la surévaluation de la monnaie locale et surtout, des niveaux exceptionnellement élevés des déficits budgétaires et courants.

Le bilan mitigé de l'ancrage nominal du taux de change des expériences latino-américaines contraste avec le succès remarquable de cette stratégie dans la plupart des économies d'Europe centrale et orientale. Après dix ans de transition et de stabilisation, les taux d'inflation de la plupart des économies de la région ont convergé vers le niveau de la zone euro et les pressions inflationnistes y sont maîtrisées aujourd'hui. Tous, à l'exception de la Roumanie et de certains anciens pays soviétiques, ont réussi à stabiliser leur taux d'inflation à des niveaux relativement faibles, en dessous de 7.5%, dès la fin des années 1990. Cependant, il faut noter qu'à la différence des pays latino-américains, l'Europe centrale et orientale n'a pas été confrontée à une inflation chronique, mais à une situation d'inflation élevée ou hyperinflation soudaine, en réponse à la transformation de son système économique et social. Certes, l'inflation élevée est plus rapidement enrayée qu'en Amérique latine, mais la désinflation a été plus lente comparée à l'épisode hyperinflationniste allemand au lendemain de la Première Guerre Mondiale dont la durée d'existence peut être comptée en termes mensuels (seulement 15 mois d'août 1922 à novembre 1923). A l'exception de la Russie et certains pays de l'ancienne Union Soviétique, l'exploit des pays en transition tient surtout à leur résistance face aux chocs financiers survenus à la fin des années 1990 (en Asie et en Amérique latine), alors que la détérioration des comptes courants, suite à la surévaluation du change réel, ne s'est pas terminée sur une crise financière.

Une autre différence entre les deux régions, mais pas la moindre, réside dans l'impact des désinflations basées sur l'ancrage nominal du taux de change sur l'évolution de la production. Si en Europe centrale et orientale, la réponse de la croissance du PIB est conforme à la théorie macroéconomique, celle observée en Amérique latine apparaît comme un « *énigme* » aux yeux des observateurs. Ainsi, contrairement à la théorie conventionnelle, qui suppose une contraction durant la désinflation, les épisodes latino-américains de stabilisation basée sur le ciblage du taux de change ont été marqués par une forte expansion de l'activité économique, dès le lancement des programmes et pendant les premières années post-stabilisatrices. La récession, attendue lors d'une application d'une politique désinflationniste, ne s'est manifestée que quelques périodes plus tard dans la plupart des épisodes. Ceci confirme la présence du phénomène « *boom-récession* » d'une stabilisation pilotée par le change, mis en évidence par Rodriguez (1982), Kiguel et Liviatan (1992) ou encore Calvo et Végh (1993, 1994). Dans certains pays, comme le Mexique notamment, la croissance du PIB est même restée soutenue après le lancement du *Pacte de Solidarité* de 1987 et durant les années post-stabilisatrices, avant la crise financière de 1994. Cette performance s'oppose à celle obtenue durant les épisodes de désinflation pilotée par la masse monétaire, où l'activité économique enregistre une récession initiale, suivie par des accélérations de la croissance. Les évolutions divergentes du produit, issues des deux différentes

stratégies, conduisent ainsi à accentuer le débat sur l'éventuel impact du « *timing* » de l'apparition de la récession dans le choix de l'ancrage nominal en Amérique latine.

La lutte contre l'inflation semble ne pas avoir provoqué de coûts importants en matière de croissance en Europe centrale et orientale. Certes, les désinflatons, quel que soit l'ancrage nominal, ont été accompagnées d'un début fortement récessionniste. Mais cette période de récession apparaît plutôt comme le résultat de l'effondrement du système productif, lié à la transformation de l'économie planifiée vers une économie plus libéralisée, et non comme le fruit de la désinflation. Non seulement la production a résisté à la désinflation, mais le faible niveau des taux d'inflation est allé de pair avec une accélération soutenue de la croissance pendant les périodes post stabilisatrices. Cependant, si l'accélération de la croissance a été observée dès l'application des programmes de stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change en Amérique latine, elle n'est visible que quelques années plus tard dans les pays émergents européens après l'effondrement spectaculaire de la production. Le phénomène « *boom-récession* » latino-américain ou le « *syndrome* » des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change, selon les termes de Bruno et Easterly (1995), Easterly (1996) ou Hamann (2001), n'a pas eu lieu en Europe centrale et orientale, ni l'éventuel débat concernant le choix de l'ancrage nominal à travers l'hypothèse « *récession maintenant ou récession plus tard* ».

Les belles performances, divergentes cependant, de la croissance de l'Amérique latine et de l'Europe centrale et orientale pendant les années stabilisatrices nous conduisent à nous interroger sur les réels coûts à payer, en termes de production, d'une réduction d'un point de l'inflation. Le calcul ad hoc des ratios de sacrifice, initié par Ball (1994) et présenté dans **le troisième chapitre**, nous fournit une première indication quant à l'ampleur des coûts de la désinflation dans ces deux régions. Ainsi, quel que soit la stratégie d'ancrage nominal, les désinflatons ne sont pas coûteuses, en termes de pertes de production. Il apparaît que les pays concernés ont même bénéficié de la désinflation pour consolider leur activité économique. Les ratios de sacrifice calculés pour 27 épisodes de désinflation en Amérique latine et 22 épisodes en Europe centrale et orientale ont été pour la plupart peu significatifs, proches de zéro, voire même négatifs. L'Amérique latine semble avoir apprécié le « *Déjeuner Gratuit* » de nombreuses stabilisations engagées depuis les années 1960. L'Europe centrale et orientale semble, de son côté, avoir réussi à limiter, de manière considérable, l'effondrement plus conséquent que prévu de la production, enregistré au début de la transition et de la désinflation.

Le troisième chapitre permet également de compléter les travaux de Ball (1994), Zhang (2001) et beaucoup d'autres auteurs concernant l'estimation et les déterminants des ratios de sacrifice dans les pays en voie de développement d'Amérique latine et les pays en transition d'Europe centrale et orientale. Cependant, le niveau initial d'inflation n'apparaît pas, comme le degré d'ouverture ou encore l'appréciation du taux de change réel, comme des facteurs

déterminants significatifs de la faiblesse des ratios de sacrifices estimés dans les deux régions. En Amérique latine, cette faiblesse peut être expliquée par la lenteur de la désinflation, comme le supposait Taylor (1983). Mais les résultats empiriques supposant une relation négative et significative entre ratio de sacrifice et vitesse de désinflation remettent en question le lien de causalité entre les deux variables.

De leur côté, les réformes structurelles (fiscales et/ou commerciales) joueraient un rôle explicatif non négligeable. En effet, la relation entre ratio de sacrifice et réformes structurelles y est significativement négative, impliquant que plus le degré de réformes est grand, plus les coûts de la désinflation y sont faibles. L'application simultanée des réformes structurelles et des programmes de stabilisation, dans la plupart des pays de la région, atténuerait, à priori, les pertes en production provoquées par la désinflation. En Europe centrale et orientale en revanche, bien que la relation entre les ratios de sacrifice et le degré de libéralisation engagée au début de la transition soit significative, le signe théorique négatif n'a pas été obtenu, bien au contraire. Enfin, il est difficile d'établir une comparaison des coûts issus de différentes stratégies d'ancrage nominal. En Amérique latine, si les résultats descriptifs et empiriques confirment le rôle joué par l'ancrage nominal du taux de change dans l'explication de la faiblesse des ratios de sacrifice, les conclusions restent ouvertes pour les pays d'Europe centrale et orientale. Cette stratégie d'ancrage nominal apparaîtrait comme plus coûteuse que le ciblage monétaire en Europe centrale et orientale. Mais le manque de soutien statistique remet totalement en question cette conclusion et montre que la relation entre les coûts de la désinflation et l'ancrage nominal du taux de change reste encore ambiguë et difficile à déterminer, du moins pour cette région.

Outre les critiques apportées à la méthode ad hoc de détermination du produit potentiel pour l'estimation des ratios de sacrifice, cette approche factuelle attribue à la seule politique monétaire toutes les variations de l'inflation et de la production au cours des épisodes de désinflation. Elle ne distingue pas le vrai impact d'une politique de désinflation des autres sources, capables d'influencer également la dynamique des variables économiques durant ces épisodes. Afin de rendre compte les vraies réactions issues des programmes de stabilisation pilotée par le change, **le quatrième chapitre** a recouru à des analyses multivariées de fluctuations, plus précisément à des modèles théoriques de type « *impulsion-propagation* ». Ces modèles théoriques d'analyse de la stabilisation basée sur l'ancrage nominal du taux de change ont permis de mettre en évidence l'impact d'une réduction, permanente ou transitoire, du taux de dévaluation sur la dynamique des principaux indicateurs macroéconomiques. Plus particulièrement, ils ont permis d'expliquer la présence du cycle « *boom-récession* » observé durant les épisodes de stabilisations latino-américains. De tels effets réels d'une réduction du taux de dévaluation pouvaient être réalisés :

- En présence des rigidités de l'inflation, et notamment des anticipations adaptatives des agents économiques (le modèle de Rodriguez, 1982).

- En l'absence de crédibilité des engagements des autorités publiques, c'est-à-dire en présence des anticipations rationnelles des agents (le modèle de Calvo et Végh, 1993).
- En présence des biens durables (le modèle de De Gregorio et al., 1998).
- En présence d'une politique fiscale visant à réduire les déficits publics et créant des effets de richesse (le modèle de Helpman et Razin, 1987).
- En présence des effets d'offre, notamment les effets d'une accumulation du capital (le modèle de Roldos, 1995).

Ces modèles, intéressants pour la compréhension du cycle « *boom-récession* » latino-américain, apparaissent comme inappropriés pour expliquer l'évolution de la production en Europe centrale et orientale. Certes, on peut trouver les mêmes effets sur l'inflation, le taux de change réel, les taux d'intérêt nominal et réel ou l'évolution du compte courant. De plus, la présence des biens durables, la consolidation des comptes publics et l'accumulation du capital peuvent être également des éléments explicatifs importants de l'accélération de la croissance du PIB observée durant les épisodes de désinflation. Mais, l'absence du cycle « *boom-récession* », conséquence attendue des stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change, et le différent « *timing* » des phases expansionnistes, par rapport aux expériences latino-américaines, montrent que d'autres hypothèses, spécifiques aux pays en transition, devraient être prises en compte, notamment le degré de libéralisation du système économique au moment de l'application des programmes de stabilisation. Une libéralisation rapide et complète conduira à un effondrement profond du système productif planifié, alors que la transformation du système économique et social pénalisera également la situation financière des ménages et des entreprises, empêchant ainsi des dépenses anticipées et l'accumulation du capital lors de l'application d'un programme de stabilisation. Une fois le système économique rapidement transformé, les hypothèses d'achat de biens durables de De Gregorio et al. (1998), d'effets richesse en présence de la politique fiscale de Helpman et Razin (1987) ou d'accumulation du capital de Roldos (1995) pourront jouer leur plein effet. Les économies en transition commenceront à bénéficier des effets favorables de la libéralisation, notamment des entrées massives de capitaux. L'expansion de la consommation et de l'investissement sera alors plus visible, d'où l'accélération de la croissance de la production observée quelques années après le lancement du programme de stabilisation.

Des analyses théoriques, nous avons effectué des études empiriques de l'impact d'une réduction permanente du taux de dévaluation sur l'évolution de la production et de l'inflation, et en déduit les coûts de la désinflation à partir d'une modélisation VAR structurel. **Le cinquième chapitre** a présenté une spécification économétrique et une estimation des ratios de sacrifice en séries temporelles pour 12 pays latino-américains fortement inflationnistes de 1960-2005. Nous avons montré, dans un système à quatre variables (le produit, le taux d'inflation, le taux de

croissance monétaire et le taux de dévaluation), qu'il est possible, en effet, d'étudier les réactions du produit et du taux d'inflation aux différents chocs de désinflation. Les coûts de la désinflation, exprimés par le ratio de sacrifice, sont les résultantes des chocs de politiques du taux de change (assimilés à une réduction du taux de dévaluation) ou de monnaie (assimilés à un resserrement de la masse monétaire ou à un ralentissement de la croissance monétaire) sur le produit et le taux d'inflation. Les résultats obtenus confirment la tendance générale observée en Amérique latine. Les coûts, en termes de pertes de croissance du produit, sont très faibles, voire nuls. On observe parfois même des gains de production, exprimés par des ratios de sacrifice négatifs, dans certains pays de l'échantillon. De manière générale, les coûts de la désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change sont plus importants que ceux issus de la désinflation pilotée par la masse monétaire. Cependant, la faiblesse des coûts de la désinflation calculés, et surtout leur hétérogénéité, d'un pays à l'autre, ne permettent pas de confirmer l'avantage de la monnaie, en tant d'ancre nominale la moins coûteuse, en termes de coûts de la désinflation, sur le taux de change à l'intérieur de chaque économie latino-américaine.

L'hétérogénéité des ratios de sacrifice obtenus pour l'ensemble des pays d'Amérique latine nous a conduit à nous interroger sur le degré de précision de l'estimation des coûts de la désinflation à partir d'un modèle VAR structurel, surtout lorsque les séries statistiques longues ne sont pas disponibles. La courte fenêtre de l'étude a ainsi influencé grandement les résultats, alors que leur sensibilité et leur fiabilité dépendent plus de la spécification du modèle choisi. Ce constat concerne plus particulièrement les pays d'Europe centrale et orientale où la plupart des séries ne sont observables annuellement qu'à partir du début des années 1990, voire plus tard, compte tenu de la turbulence économique et politique expérimentée par cette région. C'est pourquoi, dans **le sixième chapitre**, afin de corriger cet inconvénient et maintenir l'avantage d'une modélisation VAR concernant la distinction des chocs structurels, nous avons présenté une étude des ratios de sacrifice pour les pays en transition à partir d'un modèle VAR en panel à quatre variables : le produit, l'inflation, la croissance monétaire et le taux de dévaluation. Nous avons considéré un échantillon de 20 pays selon deux critères : zone géographique et nature du régime de change pour une période de 1990 à 2006. A titre de comparaison, nous introduisons également un groupe de pays latino-américains, pour la période 1970-2006.

Le recours aux données de panel a permis d'homogénéiser les résultats et permet des conclusions comparatives intéressantes des coûts de la désinflation et surtout le rôle joué par l'ancrage nominal du taux de change dans les deux régions frappées par l'inflation élevée. Il ressort, de cette étude, que :

- L'Europe centrale et orientale, dans son ensemble, a réussi sa désinflation et le taux de change apparaît comme l'instrument d'ancrage nominal efficace, dans la mesure où un choc de change négatif permet de réduire le niveau général des prix, tout en créant même

de la croissance économique. Mais la décomposition, selon le critère géographique, ne permet pas de résoudre le problème d'hétérogénéité des ratios de sacrifice.

- L'ancrage nominal du taux de change est efficace en régime de change fixe, moins en régime de change flexible, pour réduire rapidement le taux d'inflation, alors que les coûts de désinflation, en termes de production, sont plus importants en régime de change fixe.
- Les pays d'Europe centrale et orientale, ayant recouru à plusieurs stratégies de change et d'ancrage nominal, enregistrent les mêmes résultats que les économies latino-américaines, qui sont également connues pour leurs multiples ancrages nominaux. Dans ces pays, l'ancrage nominal du taux de change est inefficace pour réduire le taux d'inflation, alors qu'il provoque même des effets récessionnistes importants pendant les phases post-stabilisatrices.

Les résultats avec les données de panel donnent des indications intéressantes quant au choix de régime de change et son impact sur l'évolution des prix et de la production. Mais cette tendance reste générale et ne reflète pas celle observée à l'intérieur d'un pays en particulier. La faiblesse des coûts calculés et surtout leur hétérogénéité, selon le pays et selon la méthode d'estimation (« *variantielle* » ou économétrique), rendent difficile la comparaison entre les pays, entre les deux régions, l'Amérique latine et l'Europe centrale et orientale, et entre les deux stratégies d'ancrage nominal, le taux de change et la monnaie. Ainsi, à nos yeux, les ratios de sacrifice ne peuvent que jouer un rôle limité, voire aucun, dans le choix d'ancrage nominal, alors que paradoxalement, les coûts exprimés par la présence du cycle « *boom-récession* » pourrait constituer, pour la littérature, comme l'un des facteurs essentiels de la « victoire » du taux de change sur la monnaie dans le débat « *récession maintenant versus récession plus tard* ». En d'autres termes, le cycle « *boom-récession* » peut exister (en Amérique latine notamment), mais il n'y a pas de supports empiriques évidents et suffisamment fiables pour justifier le rôle des ratios de sacrifice dans l'arbitrage entre le taux de change ou la monnaie comme instrument désinflationniste en Amérique latine et en Europe centrale et orientale.

Certes, l'impact réel d'une stratégie d'ancrage nominal apparaît comme un élément intéressant dans la décision des autorités de politique économique. Mais, les leçons tirées des expériences latino-américaines et des pays en transition d'Europe centrale et orientale nous ont conduit à penser que le choix du taux de change comme instrument désinflationniste, au détriment de la masse monétaire, ne devrait pas être justifié par la faiblesse des coûts, en termes de production, ou par l'éventuel « *boom-récession* » caractéristique d'une telle stratégie de stabilisation. Il devrait être basé sur la capacité même des autorités publiques de mener à bien leur programme de stabilisation. Car, le succès d'une telle stratégie passera par la réputation de ces autorités à s'engager dans une stabilisation et à s'adapter, rapidement et vigoureusement, aux turbulences économiques et financières. Pour améliorer leur crédibilité, les responsables de

politique économique devraient surtout assurer une discipline monétaire et budgétaire. Ils devraient être capables de convaincre les agents privés qu'ils ont la volonté de défendre la fixité du taux de change. Une mauvaise gestion du compte courant et des réserves de change officielles et l'absence des restrictions budgétaires entraîneront d'importantes sorties de capitaux et par conséquent, une perte de confiance en la capacité des autorités, et pourraient conduire à des attaques spéculatives, forçant à l'abandon du programme de stabilisation, voire du système de taux de change fixe. Une bonne illustration de ce point est fournie par l'échec de nombreux programmes de stabilisation fondée sur l'ancrage nominal du change, notamment les programmes « *tablitas* » sud-américains des années 1970, les programmes hétérodoxes argentins et brésiliens à la fin des années 1980 ou encore le programme russe en 1998. Dans ces cas, la persistance de l'inflation élevée a été attribuée à l'absence des ajustements budgétaires rigoureux et durables. De plus, même lorsque les programmes sont classés comme succès dans le sens où le rattachement du change a permis de réduire le taux d'inflation comme certains programmes « hétérodoxes » des années 1990, la lenteur du rythme de désinflation dans les phases post-stabilisatrices a provoqué une appréciation réelle et un déficit courant considérable. La fixité des changes est alors problématique avec la surévaluation réelle, la détérioration du compte courant et le niveau élevé d'endettement public et privé. L'insoutenabilité du régime était devenue évidente pour la poursuite du succès de ces programmes, avec des pressions spéculatives et la succession des crises financières à partir du milieu des années 1990, caractérisées par une récession, une explosion du chômage, une érosion des salaires et un effondrement du système bancaire (la crise mexicaine 1994, les crises argentines en 1995 et 2001, la crise brésilienne 1999 ou la crise russe en 1998). La fixité du taux de change apparaît comme de plus en plus encombrante, compte tenu de l'incapacité des autorités à défendre la bande avec des réserves de change limitées et a été abandonnée au profit d'une plus grande flexibilité à la fin des années 1999.

L'amélioration de la crédibilité passera également par la capacité des autorités de politique économique à « *frapper fort* » et à « *réagir vite* ». Elles devraient être capables de mettre en place rapidement un programme de désinflation drastique comme un moyen de signaler l'engagement du gouvernement en faveur de la lutte contre l'inflation. La désinflation réussie en Pologne, en République Tchèque, en Slovaquie ou encore en Croatie au début des années 1990 est en effet un bon exemple de l'efficacité d'une politique de « *Big Bang* » dont la phase initiale de sur-ajustement, marquée par l'adoption d'un régime de change strictement fixe, est considérée comme une « *thérapie de choc* », un signal fort et clair de la volonté anti-inflationniste du gouvernement. Les mesures gradualistes marqués par les basculements d'un régime de change à l'autre, d'un ancrage nominal à l'autre, en Amérique latine ou dans les anciens pays soviétiques, ont, au contraire, fait régner une certaine prudence, une peur de l'action. Dans de telles

circonstances, le public est souvent plus enclin à considérer crédibles et soutenables les programmes du gouvernement et à modifier leurs anticipations inflationnistes à la baisse. Ceci explique donc l'échec de nombreux programmes de stabilisation basés sur l'ancrage nominal du taux de change ainsi que la persistance du taux d'inflation au niveau élevé pendant plusieurs décennies en Amérique latine ou pendant la phase de transition en Russie et certains anciens pays soviétiques.

Dornbusch, Sturzenegger et Wolf (1990) ont considéré qu'une politique de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change serait plus crédible si elle est accompagnée temporairement par des contrôles de prix. Les contrôles de prix, associés à l'impact de la fixité du change, permettront de réaligner les prix très rapidement et à corriger les distorsions des prix dans les économies en développement ou en transition où les formations des prix ne sont pas instantanés en raison de la durée plus ou moins longue des contrats. De plus, ils aideront à coordonner les anticipations, nécessaires pour la refixation des prix après la transition du taux d'inflation vers un sentier plus faible. Ils permettront, surtout, de réduire les besoins de revenu de seigneurage de l'Etat et par conséquent, de réduire l'expansion monétaire, source d'inflation, dans la mesure où le passage du taux d'inflation à un niveau moins élevé entraînera un gain immédiat en revenu réel résultant de la taxation. Blejer et Liviatan (1987) ajoutent que, dans une situation d'absence de crédibilité provoquée par l'asymétrie informationnelle, et compte tenu du comportement graduel des anticipations des agents, les contrôles de prix peuvent donner aux décideurs publics un moment de répit, une période au cours de laquelle ils peuvent convaincre le public de leur engagement en faveur de la désinflation, en adoptant et en s'attachant aux politiques monétaires et budgétaires appropriées. L'exemple le plus fréquemment cité d'une application des contrôles de prix est les programmes hétérodoxes appliqués en Amérique latine vers la fin des années 1980 et au début des années 1990, où la politique de stabilité du change a été souvent accompagnée par les contrôles de prix. Ces programmes ont été considérés comme un succès dans la mesure où qu'ils ont permis la réduction du taux d'inflation dès leurs lancements, mais abandonnés ensuite par l'insoutenabilité du régime de change fixe, dans un environnement fragilisé par l'appréciation réelle et la dégradation du compte courant.

Enfin, les autorités de politique économique pourraient améliorer leur crédibilité en se soumettant à une institution multilatérale extérieure dont l'engagement en faveur d'une inflation faible est bien établi, telle que le Fonds Monétaire International (FMI). Un tel organisme fournira une assistance étrangère conditionnelle pour réaliser des objectifs de politique économique spécifiques ou structurels. La conditionnalité permet de renforcer la détermination des gouvernements à appliquer les termes de l'accord et respecter leur engagement interne. Cette pratique a été souvent observée en Amérique latine où Hamann (2001) a trouvé en effet que dix des onze épisodes de stabilisations basées sur l'ancrage nominal du taux de change des sept pays

coïncident avec les programmes de soutien du FMI entre 1960 et 1997. Cependant, l'assistance extérieure n'est pas une garantie de succès dans la mesure où il existe des incertitudes sur le soutien extérieur qui peut conduire à des retards de stabilisation et une possibilité accrue d'un effondrement du programme selon Orphanides (1996).

Et maintenant ?

D'un point de vue général, notre recherche a permis de fournir un bilan descriptif, théorique et empirique des stabilisations pilotées par le taux de change et une première indication sur les coûts à payer, en termes de production, d'une réduction permanente de l'inflation dans les pays fortement inflationnistes en Amérique latine et en Europe centrale et orientale. Elle témoigne l'efficacité du taux de change en tant qu'instrument de la désinflation dans la lutte contre l'inflation en Europe centrale et orientale et un bilan plus mitigé en Amérique latine. Mais toutes les analyses convergent à la faiblesse, voire l'absence des coûts de la désinflation dans ces régions et une certaine efficacité de l'ancrage nominal du taux de change, notamment en Europe centrale et orientale. L'inflation élevée étant maîtrisée, il reste cependant beaucoup de défis à relever. Pour les principaux pays d'Europe centrale et orientale candidats à l'Union Européenne ou à la zone euro, il s'agira de poursuivre leurs réformes structurelles et surtout, de respecter les critères de convergence, dans un contexte où les déficits publics restent encore à des niveaux élevés et les craintes d'une attaque spéculative sur les taux de change sont omniprésentes, compte tenu de la surévaluation de la monnaie locale et des instabilités politiques (notamment de multiples changements de gouvernements et d'élections anticipées). Concernant les anciens pays soviétiques, le FMI, dans ses Perspectives de l'Economie Mondiale Avril 2007, a recommandé les pouvoirs publics concernés « *à éviter des augmentations excessives des dépenses publiques, surtout dans des domaines qui dopent la consommation, tels que les retraites et les salaires, et poussent l'inflation à la hausse* » (page 81), alors que la demande intérieure est déjà vigoureuse. De plus, avec leurs retards sur les réformes structurelles par rapport aux autres pays de la région, les grandes priorités seront « *de développer les circuits financiers et de diversifier les services financiers, de réformer la fonction publique et le secteur de l'énergie, de rendre les systèmes fiscaux plus favorables à la croissance, de renforcer la protection des droits de propriété, de réduire la corruption et l'intervention de l'Etat, ainsi que de renforcer les systèmes juridiques et réglementaires* » (pages 81-82).

Pour les pays d'Amérique latine, il s'agira, toujours, de maintenir la stabilité des prix et éviter le retour des pressions inflationnistes, compte tenu de la hausse des prix du pétrole et l'accommodation de la politique monétaire adoptée dans les pays ayant été frappés par l'inflation chroniquement élevée comme l'Argentine et le Brésil. Il s'agira surtout de restaurer la confiance

des investisseurs étrangers, qui ont fuit la région du fait les dérapages budgétaires importants au début des années 2000. Le FMI, dans ses Perspectives de 2007 (page 75), a fait part de ses inquiétudes et a remarqué que *« la période à venir sera éprouvante pour l'Amérique latine et des décisions difficiles devront être prises. En particulier, la baisse des cours des produits de base pèsera sur les soldes des transactions courantes et des finances publiques et il sera plus malaisé de satisfaire les appels croissants à une augmentation des dépenses sociales dans les limites d'un budget global responsable »*.

Enfin, les défis pour nous, économistes, sont d'approfondir et de prolonger les études concernant l'impact d'un ancrage nominal du taux de change sur l'évolution des variables économiques. Notre travail n'a pas permis d'établir une relation robuste entre l'ancrage nominal du taux de change et les coûts de la désinflation. Il s'agira, tout d'abord, d'élaborer un modèle d'analyse de la stabilisation pilotée par le taux de change caractéristique des pays en transition d'Europe centrale et orientale, en prenant en compte l'impact conjugué d'une désinflation et d'une libéralisation sur l'activité économique. De façon empirique, l'utilisation d'une modélisation VAR à changement de régimes (en séries temporelles ou avec des données de panel) pourrait nous aider à bien expliciter l'impact des épisodes de désinflation basée sur l'ancrage nominal du taux de change sur l'évolution de la production et de l'inflation. Mais l'indisponibilité des séries statistiques longues pour ces deux régions continuera d'influencer la robustesse des résultats.

BIBLIOGRAPHIE

- AGENOR Pierre-Richard et HOFFMAISTER Alexander, 1997, « Money, Wages and Inflation in Middle-Income Developing Countries », International Monetary Fund Working Papers, WP/97/174.
- AGENOR Pierre-Richard et MONTIEL Peter, 1999, « *Development Macroeconomics* », Second Edition, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- AGENOR Pierre-Richard et PIZZATI Lodovico, 2005, « Disinflation and the Supply Side », *Journal of Macroeconomics*, n° 27, pages 596-620.
- AHMED Shaghil, 1999, « Sources of Economic Fluctuations in Latin America and Implications for Choice of Exchange Rate Regimes », International Finance Discussion Paper, n° 656, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C.
- AHMED Shaghil, GUST Christopher, KAMIN Steven et HUNTLEY Jonathan, 2002, « Are Depreciations as Contractionary as Devaluations ? A Comparison of Selected Emerging and Industrial Economies », International Finance Discussion Papers, n° 737, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington D.C.
- ALOGOSKOUFIS Goerge, 1992, « Monetary Accommodation, Exchange Rate Regimes and Inflation Persistence », *Economic Journal*, volume 102, n°412, May, pages 461-480.
- ANDERSON Palle et WASCHER William, 1999, « Sacrifice Ratios and the Conduct of Monetary Policy in Conditions of Low Inflation », Bank of International Settlements Working Paper, n°82.
- ATKESON Andrew et KEHOE Patrick, 1996, « Social Insurance and Transition », *International Economic Review*, volume 37, issue 2, pages 377-402.
- BACKE Peter, 2002, « Disinflation in Central and Eastern European EU Accession Countries », Document de travail pour la Conférence de la Banque Nationale de Pologne sur « Economic policy directions in the OECD countries and emerging markets: Analysing the experiences », Varsovie.
- BAHMANI-OSKOOEE Mohsen et DOMAC Ilker, 2003, « On the Link Between Dollarization and Inflation: Evidence from Turkey », *Comparative Economic Study*, volume 45, n°3, pages 306-328.
- BAI et NG, 2001, « A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration », Boston College Working Papers in Economics 519, Department of Economics.
- BALASSA Bela, 1964, « The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal », *Journal of Political Economy*, volume 72, n°6, December, pages 584-596.
- BALL Laurence, 1994, « What determines the sacrifice ratio ? », publié dans *Monetary Policy*, édité par Gregory Mankiw, National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles, volume 29, University of Chicago, pages 155-193.

- BALL Laurence, MANKIW Gregory et ROMER David, 1988, « The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off », *Brookings Papers on Economic Activity*, n°1, pages 1-65.
- BALL Lawrence, 1999, « Aggregate Demand and Long Run Unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, volume 1999, n°2, pages 189-251.
- BARISITZ Stephan, 2004, « Exchange rate Arrangements and Monetary Policy in Southeastern Europe and Turkey: Some Stylized Facts », *Focus*, Oesterreichische Nationalbank, n°2, pages 95-118.
- BARRO Robert et GORDON David, 1983, « Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy », *Journal of Monetary Economics*, volume 12, issue 1, pages 101-121.
- BERG Andrew et BORENZSTEIN, 2000, « Dollarisation intégrale : avantages et inconvénients », *Dossier Economique*, n°24, Fonds Monétaire International.
- BERG Andrew, BORENSZTEIN Eduardo, SAHAY RATNA et ZETTELMEYER Jeromin, 1999, « The Evolution of Output in Transition Economies: Explaining the Differences », International Monetary Fund Working Paper, WP/99/73.
- BEZBAKH Pierre, 2006, « *Inflation et désinflation* », 5^e édition, Collection Repères, n° 48, La Découverte.
- BLANCHARD Olivier et QUAD Danny, 1989, « The dynamic effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances », *American Economic Review*, volume 79, n°4, pages 655-673.
- BLANCHART Olivier et KREMER Michael, 1997, « Disorganizations », *Quarterly Journal of Economics*, volume 112, issue 4, pages 1091-1126.
- BLEJER Mario et LIVIATAN Nissan, 1987, « Fighting Hyperinflation: Stabilization Strategies in Argentina and Israel 1985-6 », *IMF Staff Papers*, 1987, volume 34, n°3, pages 409-438.
- BOONE Laurence et MOJON Benoît, 1998, « Sacrifice Ratios in Europe: A Comparaison », Document de travail, n° 98-07, Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationale, August.
- BOSCHEN John et WEISE Charles, 2001, « The Ex Ante Credibility of Disinflation Policy and the Cost of Reducing Inflation », *Journal of Macroeconomics*, volume 23, issue 3, Summer, pages 323-347.
- BRANA Sophie et CHENAF-NICET, 2001, « Le choix d'un régime de change dans les économies en transition », *Revue Région et Développement*, n°14, pages 85-120.
- BRUNEAU Catherine et DE BANDT Olivier, 1999, « La modélisation Var « structurel » : application à la politique monétaire en France », *Economie et Prévision*, n°137, 1999-1, pages 67-94.
- BRUNO Michael, 1991, « High Inflation and the Nominal Anchors of an Open Economy », *Princeton Essays in International Finance*, n°193, June.
- BRUNO Michael et EASTERLY William, 1995, « Inflation Crises and Long-Run Growth », *Journal of Monetary Economics*, volume 41, n°1, February, pages 4-26.

- BRUNO Michael et FISCHER Stanley, 1990, « Seigniorage Operating Rules and the High Inflation Trap », *The Quarterly Journal of Economics*, volume 105, issue 2, May, pages 353-374.
- BUBULA Andrea et Ötoker-Robe, 2002, « The Evolution of Exchange Rate Regimes since 1990 : Evidence from De Facto Policies », International Monetary Fund Working Paper, WP/02/155.
- CAGAN Phillip, 1956, « The Monetary Dynamics of Hyperinflation », *Studies in the Quantitative Theory of Money*, Milton Friedman Edition, University of Chicago Press, pages 25-117.
- CALVO Guillermo et VEGH Carlos, 1993, « Exchange rate Based Stabilization under Imperfect Credibility », édité par Helmut Frisch et Andreas Worgotter, *Open-Economy Macroeconomics*, London: MacMillan Press, chapitre 1, pages 3-28.
- CALVO Guillermo, 1983, « Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework », *Journal of Monetary Economics*, volume 12, issue 3, pages 383-398.
- CALVO Guillermo, 1986, « Temporary Stabilization: Predetermined Exchange Rate », *Journal of Political Economy*, volume 94, n°6, December, page 1319-1329.
- CALVO Guillermo et VEGH Carlos, 1993, « Stabilization Dynamics and Backward-Looking Contracts », International Monetary Fund Working Paper, WP/93/29.
- CALVO Guillermo et VEGH Carlos, 1994, « Inflation Stabilization and Nominal Anchors », *Contemporary Economic Policy*, Volume 12, avril 1994, pages.35-45.
- CALVO Guillermo et VEGH Carlos, 1999., « Inflation Stabilization and BOP Crises in Developing Countries » *Handbook of Macroeconomics*, dans: Taylor & Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, edition 1, volume 1, chapitre 24, pages 1531-1614, Elsevier.
- CALVO Guillermo, LEIDERMAN Leonardo et REINHART Carmen, 1993, « Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factor », *IMF Staff Papers*, volume 40, n°1, March, pages 108-151.
- CANETTI Elie et GREEN Joshua, 1991, « Money Growth and Exchange Rate Depreciation as Causes of Inflation in African Countries », International Monetary Fund Working Paper, WP/91/67.
- CECCHETTI Stephen, 1994, « Comment », publié dans « *Monetary Policy* », édité par Gregory Mankiw, National Bureau of Economic Research Studies in Business Cycles, volume 29, University of Chicago Press, pages 188-193.
- CECCHETTI Stephen et RICH Robert, 1999, « Structural Estimates of the US Sacrifice Ratio », Document de travail, Federal Reserve Bank of New York, mars 1999.
- CECCHETTI Stephen et RICH Robert, 2001, « Structural Estimates of the US Sacrifice Ratio », *Journal of Business and Economic Statistics*, volume 19, issue 4, October, pages 416-427.
- ÇETINKAYA Arzu, 2002, « Calculation of Output-Inflation Sacrifice Ratio: The Case of Turkey », Document de travail, Research Department of the Central Bank of the Republic of Turkey, November.

- CHANG Roberto, 1994, « Endogenous Currency Substitution, Inflationary Finance, and Welfare », *Journal of Money, Credit and Banking*, Volume 26, n° 4 (Nov., 1994), pages 903-916.
- CHOI In, 2001, « Unit Root Tests for Panel Data », *Journal of International Money and Finance*, volume 20, issue 2, April, pages 249-272.
- CHOI In, 2002, « Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels », Document de travail, Hong Kong University of Science and Technology.
- CHRISTOFFERSEN Peter et DOYLE Peter, 1998, « From Inflation to Growth : Eight Years of Transition », International Monetary Fund Working Paper, WP/98/100.
- CLERC Laurent et GOUTERON Sylvain, 2003, « Désinflation et stratégies de politique monétaire », *Bulletin de la Banque de France*, n°119, novembre.
- COFFINET Jérôme, 2006, « Ratios de sacrifice et rigidités sur le marché du travail », *Bulletin de la Banque de France*, n°151, juillet.
- COFFINET Jérôme, MATHERON Julien et POILLY Céline, 2007, « Estimations du ratio de sacrifice dans la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n°157, janvier.
- COMMANDER Simon et CORICELLI Fabrizio, 1992, « Price-Wage Dynamics and the Transmission of Inflation in Socialist Economies: Empirical Models for Hungary and Poland », *World Bank Economic Review*, volume 6, n°1, January, pages 33-53.
- COOREY Sharmini, MECAGNI Mauro et OFFERDA Eric, 1996, « Disinflation in Transition Economies: The Role of Relative Price Adjustment », International Monetary Fund Working Paper, WP/96/138.
- CORBO Vittorio, LANDERRETSCHE Oscar et SCHMIDT-HEBBEL Klaus, 2001, « Assessing Inflation Targeting after a Decade of World Experience », Document de travail 51, Oesterreichische Nationalbank.
- CORICELLI Fabrizio et JAZBEC Bostjan (2001), « Real Exchange Rate Dynamics in Transition Economies », Centre for Economic Policy Research, Discussion Papers Series, n° 2869.
- COTTARELLI Carlo et DOYLE Peter (1999), « Juguler l'inflation dans les économies en transition », *Finances et Développement*, Fonds Monétaire International, volume 2, juin, pages 9-11.
- COTTARELLI Carlo et DOYLE Peter, 1999, « Disinflation in Transition: 1993 -1997 », International Monetary Fund Occasional Working Paper n° 179, 1999.
- COUDERT Virginie et YANITCH Jean-Patrick, 2002 « Dix ans de transition des régimes de change des pays d'Europe centrale et orientale candidates à l'Union européenne: bilan et perspectives », *Bulletin de la Banque de France*, n°99, mars.
- CROWLEY Joe, 1997, « The Effects of Forward – Versus Backward – Looking Wage Indexation On Price Stabilization Programs », International Monetary Fund Working Paper, WP/97/38.
- DE BROECK Marc, DE MASI Paula et KOEN Vincent, 1995, « Inflation Dynamics in Kazakhstan », International Monetary Fund Working Paper, WP/95/140.

- DE GREGORIO Jose, GUIDOTTI Pablo E. et VEGH Carlos A., 1998, « Inflation Stabilization and the Consumption of Durable Goods », *The Economic Journal*, volume 108, n°446, pages 105-131.
- DE HAAN Jacob et ZELHORST Dick, 1990, « The Impact of Government Deficits on Money Growth in Developing Countries », *Journal of International Money and Finance*, volume 9, issue 4, December, pages 455-469.
- DE MALO Martha, DENIZER Cevdet et GELB Alan, 1996, « From Plan to Market: Patterns of Transition », The World Bank Policy Research Working Paper, WPS 1567.
- DE MASI Paula et KOEN Vincent, 1995, « Relative Price Convergence in Russia », International Monetary Fund Working Paper, WP/95/54.
- DESAI Padma, 1998, « Macroeconomic Fragility and Exchange Rate Vulnerability: A Cautionary Record of Transition Economies », *Journal of Comparative Economic*, volume 26, issue 4, December, pages 621-641.
- DETRAGIACHE Enrica et HAMANN Alfonso, 1997, « Exchange Rate Based Stabilization in Western Europe: Greece, Ireland, Italy and Portugal », International Monetary Fund Working Paper, WP/97/75.
- DICKEY David et FULLER Wayne, 1979, « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, volume 74, n° 366, pages 427-431.
- DOMAC Ilker, PETERS Kyle et YUZEFOVICH Yevgeny, 2001, « Does the Exchange Rate Regime affect Macroeconomic Performance? Evidence from Transition Economies », The World Bank Policy Research Working Papers, n° 2642, July.
- DORBUSCH Rudiger, 1982, « PPP Exchange Rate Rules and Macroeconomic Stability », *Journal of Political Economy*, volume 90, issue 1, February, pages 158-165.
- DORNBUSCH Rudiger et EDWARDS Sebastian, 1991, « The Macroeconomics of Populism in Latin America », NBER Working Paper, n° 2986.
- DORNBUSCH Rudiger, 1986, « External Debt, Budget Deficits, and Disequilibrium Exchange Rates », NBER Working Papers, n° 1336.
- DORNBUSCH Rudiger, 2001, « Fewer Monies Better Monies, Discussion on Exchange Rates and the Choice of Monetary-Policy Regimes », *American Economic Review*, volume 91, n°2, May, pages 238-242.
- DORNBUSH Rudiger et FISCHER Stanley, 1993, « Moderate Inflation », *World Bank Economic Review*, Oxford University Press, volume 7, n°1, January, pages 1-44.
- DORNBUSH Rudiger, STURZENEGGER Federico, WOLF Holger, FISCHER Stanley et BARRO Robert, 1990, « Extreme Inflation: Dynamic and Stabilization », *Brookings Papers on Economic Activity*, volume. 2, edited by William C. Brainard and George L. Perry, pages 1-64 and 77-84. Washington, DC: The Brookings Institution.
- DURAND Jean-Jacques, HUCHET-BOURDON Marilyne et LICHERON Julien, 2005, « Analyse de la dispersion des ratios de sacrifice dans la zone euro : Quels enseignements

- pour une politique monétaire unique », Document de Travail, Séminaire CREM, Université de Rennes.
- EASTERLY Williams, 1996, « When Is Stabilization Expansionary? Evidence from High Inflation », *Economic Policy*, volume 11, n° 22, April, pages 67-107.
- ECHENIQUE Federico et FORTEZA Alvaro, 1997, « Are Stabilization programs expansionary? », Document de travail, Berkeley and Universidad de la Republica (Uruguay).
- EDWARDS Sebastian, 1990, « Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries », *Journal of Economic Literature*, volume 28, n° 3, September, pages 1226-1227.
- EDWARDS Sebastian, 1992, « Exchange Rate as Nominal Anchors », NBER Working Paper, n° 4246, December.
- EDWARDS Sebastian, 2000, « Twenty Five Years of Stabilization Programs in Latin America: The Exchange Rate Connexion », Bank of Mexico, November.
- ELLIOTT Graham, ROTHENBERG Thomas et STOCK James, 1996, « Efficient Tests for Autoregressive Unit Root », *Econometrica*, volume 64, issue 4, pages 813-836.
- ESCAITH Hubert et MORLEY Samuel, 2002, « The Impact of Structural Reforms on Growth in Latin American and the Caribbean: An Empirical Estimation », *serie Macroeconomía*, del desarrollo, n°1, Economic Commission for Latin America and The Caribbean, United Nations.
- FISCHER Stanley, 1988, « Real Balances, The Exchange Rate and Indexation : Real Variables in Disinflation », *Quarterly Journal of Economics*, volume 103, n°1, pages 27-49.
- FISCHER Stanley, 1988, « Real Balances, The Exchange Rate and Indexation : Real Variables in Disinflation », *Quarterly Journal of Economics*, volume 103, n°1, pages 27-49.
- FISCHER Stanley et EASTERLY William, 1990, « The Economics of Government Budget Constraint », *The World Bank Research Observer*, volume 5, issue 2, July, pages 127-142.
- FISCHER Stanley et SAHAY Ratna, 2000, « The Transition Economies After Ten Years » International Monetary Fund Working Papers, WP/00/30.
- FISCHER Stanley et SAHAY Ratna, 2000, « The Transition Economies After Ten Years », International Monetary Fund Working Paper, WP/00/30.
- FISCHER Stanley, SAHAY Ratna et VEGH Carlos, 1996. « Stabilization and Growth in Transition Economies: The Early Experience », *Journal of Economic Perspectives*, American Economic Association, volume 10, n°2, pages 45-66, Spring.
- FISCHER Stanley, SAHAY Ratna et VEGH Carlos, 1998, « From Transition to Market: Evidence and Growth Prospects », International Monetary Fund Working Paper, WP/98/52.
- FISCHER Stanley, SAHAY Ratna et VEGH Carlos, 2002, « Modern Hyper – And High Inflation », *Journal of Economic Literature*, volume 40, n° 3, September, pages 837-880.
- Fonds Monétaire International, « *Les Perspectives de l'Economie Mondiale Avril 2007 : Effets de contagion et cycles économiques mondiaux* », Etudes Economiques et Financières.

- FRANKEL Jeffrey et ROSE Andrew, 2002, « An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income », *Quarterly Journal of Economics*, volume 117, issue 2, May, pages 437-466.
- FRANKEL Jeffrey, 2003, « Experience and Lessons from Exchange Rate Regimes in Emerging Economies », NBER Working Paper, n° 10032.
- FRIEDMAN Milton, 1968, « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, volume 58, n°1 (March 1968), pages 1-17.
- FRIEDMAN Milton, 1968, « The Role of Money and Monetary Policy », *American Economic Review*, volume 58, n°1, pages 1-17.
- FROMMEL Michael et SCHOBERT Franziska, 2003, « Nominal Anchors in EU Accession Countries – Recent Experiences », Discussion Paper n° 267, Deutsche Bundesbank.
- GAGNON Etienne, 2007, « Price Setting during Low and High Inflation: Evidence for Mexico », International Finance Discussion Papers, n° 896, Board of Governors of the Federal Reserves System.
- GAIDAR Yegor, 1999, « Lessons of the Russian Crisis for the Transition Economies », *Finance and Development*, International Monetary Fund, volume 36, n°2, June, pages 6-8.
- GALI Jordi, 1992, « How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data? », *The Quarterly Journal of Economics*, volume 107, n°2, pages 709-738.
- GALLEGATI Mauro et STANCA Luca, 1999, « The Dynamic Relation between Financial Positions and Investment: Evidence from Company Account Data », *Industrial and Corporate Change*, volume 8, n°3, September, pages 551-572.
- GARATTI Alexis, 2005, « Analyse Multivariée des Ratios de Sacrifices Européens », *Economie Internationale*, volume 103, issue Q3, pages 25-43.
- GARIBALDI Pietro, MORA Nada, SAHAY Ratna et ZETTELMEYER Jeromin, 1999, « What Move Capital to Transition Economies? », *IMF Staff Paper*, volume 48, pages 109-145.
- GHARBI Hanen, « La gestion des taux de change dans les pays émergents: la leçon des expériences récentes », document de travail, n° 2005-06, Observatoire Français des Conjonctures Economiques, juin 2005.
- GHOST Atish, GULDE Anne-Parie et OSTRY Jonathan, 1997, « Does the Nominal Exchange Rate Regime Matter? », NBER Working Paper, n° 5874.
- GILCHRIST Simon et HIMMELBERG Charles, 1995, « Evidence on the Role of Cash Flow of Investment », *Journal of Monetary Economics*, volume 36, issue 3, September, pages 541-572.
- GOMEZ Javier et JULIO Juan Manuel, 2000, « Transmission mechanisms and inflation targeting: the case of Colombia's disinflationthe case of Colombia's disinflation », Document de travail, Borradores de Economia, Banco de la Republica de Colombia, n°196.
- GOMEZ Javier, 2003, « Wage Indexation, Inflation Inertia, and the Cost of Disinflation », Borradores de Economia, Banco de la Republica de Colombia, n° 198.

- GORDON Robert et KING Stephen, 1982, « The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models », *Brookings Papers on Economic Activity*, volume 1982, n°1, pages 205-242.
- GUIDOTTI Pablo et VEGH Carlos, 1992, « Losing Credibility : The Stabilization Blues », International Monetary Fund Working Paper, WP/92/73.
- HALPERN Laszlo et WIPLOSZ Charles, 1997, « Equilibrium Real Exchange Rate in Transition Economies », *IMF Staff Papers*, volume 44, n° 4, December, pages 430-461.
- HAMANN Javier, 2001, « Exchange-rate-based-stabilization: A Critical Look at the Stylized Facts », *IMF Staff Papers*, volume 48, n°1, pages 111-138.
- HAMANN Javier, ARIAS Andrés et Lei ZHANG, 2005, « Monetary and Exchange Rate Regime During Disinflation: An Empirical Analysis », International Monetary Fund Working Paper, WP/05/33.
- HAVRYLYSHYN Oleh et WOLF Thomas, 1999, « Determinants of Growth in Transition Countries », *Finance and Development*, International Monetary Fund, volume 36, n°2 (June), pages 12-15.
- HELPMAN Edward et LEIDERMAN Leonardo, 1988 « Stabilization in High Inflation Countries: Analytical Foundations and Recent Experience », Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy, n°28.
- HERNANDEZ-CATA Ernesto, 1997, « Liberalization and the Behaviour of Output during the Transition from Plan to Market », International Monetary Fund Working Paper, WP/97/53.
- HOFFMEISTER Alexander. et VEGH Carlos, « Disinflation and the Recession-Now-Versus-Recession-Later Hypothesis: Evidence from Uruguay », *IMF Staff Papers*, volume 43, n°2, June, pages 335-394.
- HOFSTETTER Marc, 2004, « Disinflations in Latin America and the Caribbean: A Free Lunch », document de travail, Johns Hopkins University and Universidad de los Andes, mars 2004.
- HURLIN Christophe et MIGNON Valérie, 2006, « Une synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel », Document de travail, disponible en ligne au : http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/07/87/70/PDF/UnitRoot_V10.pdf.
- HURLIN Christophe, 2004, « Nelson and Plosser Revisited : A Re-Examination using OECD Panel Data », Document de travail, disponible en ligne au: http://www.uniorleans.fr/leo/pdf/s30_11_04hurlin.pdf
- IM Kyung So, PESARAN Hashem et SHIN Yongcheol, 1997, « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », Document de travail, Department of Applied Economics, University of Cambridge, December.
- JACOBSSON Tor, JANSSON Per, VREDIN Anders et WARNE Anders, (2002), « Identifying the Effects of Monetary Policy Shocks in an Open Economy », Document de travail, n° 134, Sveriges Riksbank.
- JOHANSEN Soren, 1988, « Statistical analysis of cointegration vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, volume 12, issue 2-3, pages 231-254.

- JOHANSEN Soren, JUSELIUS Katarina, 1990, « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, volume 52, issue 2, pages 169-210.
- KAMIN Steven et ROGERS John, 1997, « Output and the real exchange rate in developing countries: an application to Mexico », International Finance Discussion Paper, n° 580, Washington, D.C, Federal Reserve Board.
- KAMIN Steven et ROGERS John, 1998, « Output and the real exchange rate in developing countries: an application to Mexico », *Journal of Monetary Economics*, volume 41, n°1, February, pages 4-26.
- KARRAS Georgio, 1994, « Macroeconomic Effects of Budget Deficits: Further International Evidence », *Journal of International Money and Finance*, volume 13, issue 2, April, pages 190-210.
- KIGUEL Miguel et LIVIATAN Nissan, 1992 « The Business Cycle Associated with Exchange Rate Based Stabilization », *The World Bank Economic Review*, volume 6, n° 2, pages 279-305.
- KLAUS Václav, 1997, « Promoting financial stability in the transition economies of Central and Eastern Europe », *Proceedings*, Federal Reserve Bank of Kansas City, pages 183-192.
- KOEN Vincent et DE MASI Paula, « Prices in the Transition: Ten Stylized Facts », International Monetary Fund Working Paper, WP/97/158.
- KYDLAND et PRESCOTT, 1977, « Rules Rather Than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans », *Journal of Political Economy*, volume 85, n°3, June, pages 473-492.
- LACK Caesar et LENZ Carlos, 2000, « A program for the Identification of Structural VAR-Models », Document de travail disponible en ligne au: <http://www.wvz.unibas.ch/marko/arbpaire/clcl2000a.pdf>.
- LEITEMO Kai et ROSTE BJORN Ole, 2003, «Measuring the Sacrifice Ratio in Small Open Economies», Document de travail, Department of Economics, Norwegian School of Management BI.
- LEVIN Andrew et LIN Chien Fu, 1992, « Unit root test in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties », University of California at San Diego, Economics Working Paper Series, Department of Economics, UC San Diego.
- LEVIN Andrew, LIN Chien Fu et CHU James, 2002, « Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties », *Journal of Econometrics*, volume 108, issue 1, pages 1-24.
- LEVY-YEYATI Eduardo, 2004, « Financial Dollarization: Evaluating the Consequences », Working Paper, Universidad Torcuato Di Tella.
- LI Wei, 1999, « A Tale of Two Reforms », *RAND Journal of Economics*, volume 30, issue 1, pages 120-136.
- LIPSEY Richard, 1960, « The Theory of Customs Unions: A General Survey », *The Economic Journal*, volume 70, n°279, September, pages 496-513.

- LORA Eduardo, 2001, « Structural Reforms in Latin America: What has been reformed and how to Measure it », Document de travail, Inter-American Development Bank, n°466.
- LOVE Inessa et Zicchino Lea, 2002, « Financial Development and Dynamic Investment Behaviour: Evidence from Panel Vector Autoregression », The World Bank Policy Research Working Paper, n° 2913, October.
- LOVE Inessa et Zicchino Lea, 2006, « Financial Development and Dynamic Investment Behaviour: Evidence from Panel Vector Autoregression », *The Quarterly Review of Economics and Finance*, volume 46, issue 2, May, pages 190-210.
- MANKIW Gregory et REIS Ricardo, 2002, « Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve », *Quarterly Journal of Economics*, volume 107, issue 4, November, pages 1295-1328.
- MANKIW Gregory, 2004, « *Principle of Macroeconomics* », Thomson South Western, Ohio.
- MCKINNON Ronald et SCHNABL Gunther, 2004, « The East Asian Dollar Standard, Fear of Floating, and Original Sin », *Review of Development Economics*, volume 8, n°3, August, Pages 331-360.
- MENDOZA Enrique et URIBE Martin, 1996, « The Syndrome of Exchange-Rate-Based Stabilization and the Uncertain Duration of Currency Pegs », International Finance Discussion Papers, 548, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- MEYER Paul, 1986, « *Money, Financial Institutions, and the Economy* », Homewood, III, Irwin.
- MISHKIN Frederic et SAVASTANO Miguel, 2000, « Monetary Policy Strategies for Latin America », World Bank Policy Research Working Papers Series, n°2685.
- MONTIEL Peter et OSTRY Jonathan, 1991, « Macroeconomic Implications of Real Exchange Rate Targeting in Developing Countries », International Monetary Fund Working Papers, WP/91/29.
- MOON Hyungsik Roger et PERRON Benoît, 2004, « Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors », *Journal of Econometrics*, volume 122, issue 1, pages 81-126.
- MORLEY Samuel, 1992, « On the Effect of Devaluation during Stabilization Programs in LDCs », *The Review of Economics and Statistics*, volume 74, n° 1, February, pages 21-27.
- MORLEY Samuel, MACHADO Roberto et PETTINATO Steffano, 1999, « Indexes of Structural Reforms in Latin America », *Economic Reforms Series*, n°12, Economic Commission for Latin American and the Caribbean, United Nations.
- NSOULI Saleh, 1999, « A Decade of Transition: An Overview of the Achievements and Challenges », *Finance and Development*, International Monetary Fund, volume 36, n°2, June, pages 2-5.
- NUTI Mario, 1996, « Inflation, Interest and Exchange Rate in the Transition », *Economics of Transition*, volume 4, n°1, pages 137-158.
- OKUN Arthur, 1962, « Potential GNP : Its Measurement and Significance », *Washington D.C American Statistical Association*, Proceedings of the Business and Economics Section, pages 98-103.

- OKUN Arthur, 1978, « Efficient disinflationary policies », *American Economic Review*, volume 68, n°2, Papers and Proceedings of the Ninetieth Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1978), pages 348-352.
- ORPHANIDES Athanosios, 1996, « The Timing of Stabilizations », *Journal of Economic Dynamics and Control*, volume 20, issue 1-3, January-March, pages 257-279.
- PESARAN Hashem, 2003, « A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence », *Cambridge Working Papers in Economics*, n° 0346.
- PHILLIPS Peter et PERRON Pierre, « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, volume 75, n° 2, pages 335-346.
- PHILLIPS William, 1958, « The relationship between unemployment and the rate of change of money wages in the UK 1861-1957 », *Economica*, volume 25, n°100, pages 283-299.
- POPOV Vladimir, 2000, « Shock Therapy versus Gradualism: The End of the Debate », *Comparative Economic Studies*, volume 42, n°1, Spring, pages 1-47.
- POPOV Vladimir, 2007, « Shock Therapy versus Gradualism Reconsidered: Lessons from Transition Economies after 15 Years of Reforms », *Comparative Economic Studies*, volume 49, n°1, March, pages 1-31.
- REBELO Sergio et VEGH Carlos, 1995, « Real Effects of Exchange Rate-Based Stabilization: An Analysis of Competing Theories », NBER Working Paper, n° 5197.
- REBELO Sergio, 1997, « What happens when countries peg their exchange rates ? (The Real Side of Monetary Reforms) », NBER Working Paper, n° 6168.
- REINHART Carmen et SAVASTANO Miguel, 2003, « Les réalités de l'hyperinflation moderne », *Finance et Développement*, Fonds Monétaire International, volume 40, n°2, pages 20-23.
- REINHART Carmen et VEGH Carlos, 1995, « Nominal Interest Rates, Consumption Booms and Lack of Credibility: A Quantitative Examination », *Journal of Development Economics*, Elsevier, volume 46, n°2, pages 357-378.
- RICHARD Anthony et TERSMAN Gunnar, 1996, « Growth, Nontradables, and Price Convergence in the Baltics », *Journal of Comparative Economic*, Elsevier, volume 23, issue 2, October, pages 121-145.
- RODRIGUEZ Carlos Alfredo, 1982, « The Argentine Stabilization Plan of December 20th », *World Development*, volume 10, n°9, pages 801-811.
- ROLAND Gerard et VERDIER Thierry, 1999, « Transition and the Output Fall », *Economics of Transition*, volume 7, issue 1, pages 16-28.
- ROLDOS Jorge, 1997, « On Gradual Disinflation, the Real Exchange Rate and the Current Account », *Journal of International Money and Finance*, volume 16, issue 1, pages 37-54.
- ROMER David, 1993, « Openness and Inflation: Theory and Evidence », *Quarterly Journal of Economics*, 108, November, pages 869-903.

- SAVALAINEN Tapio, 1995, « Stabilization in the Baltic Countries : A Comparative Analysis », International Monetary Fund Working Paper, WP/95/44.
- SAHAY Ratna et VEGH Calvo, 1995, « Inflation and Stabilization in Transition Economies: A Comparison with Market Economies », International Monetary Working Paper, WP/95/8.
- SAMUELSON Paul et SOLOW Robert, 1960, « Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy », *American Economic Review*, volume 50, n°2, Papers and Proceedings of the Seventy-second Annual Meeting of the American Economic Association (May, 1960), pages 177-194.
- SARGENT Thomas et WALLACE Neil, 1973, « Rational Expectations and the Dynamics of Hyperinflation », *International Economic Review*, volume 14, n°2, June, pages 328-350.
- SARGENT Thomas, 1983, « Stopping Moderate Inflation: The Methods of Poincaré et Thatcher », dans *Inflation, Debt and Indexation*, édité par Dornbusch et Simonsen, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, pages 54-98.
- STURZENEGGER Federico, 1997, « Understanding the Welfare Indication of Currency Substitution », *Journal of Economic Dynamics and Control*, volume 21, issues 2-3, February-March 1997, pages 391-416.
- TAYLOR John, 1983, « Union Wage Settlements during a Disinflation », *American Economic Review*, volume 73, n°5, pages 981-993.
- TEMPLE Jonathan, 2002, « Openness, Inflation and the Phillips Curve », *Journal of Money Credit and Banking*, volume 34, n°2, pages 450-468.
- VEGH Carlos, 1992, « Stopping High Inflation : An Analytical Overview », *IMF Staff Papers*, volume 39, pages 626-695.
- VLČEK Jan, 2000, « Model of German hyperinflation with Rational Expectations », *Bulletin of the Czech Econometric Society*, Czech Republic, Czech Econometric Society, volume 7, n° December, pages 17-29.
- WACHTEL Paul et KORHONEN Iikka, 2003, « Observations on Disinflation in Transitions Economies », Document de travail, présenté à la Réserve Fédérale de Cleveland, November.
- ZHANG Lawrence Huiyan, 2001, « Sacrifice Ratios with Long-lived Effect », Department of Economics, The Johns Hopkins University.
- ZHANG Lawrence Huiyan, 2005, « Sacrifice Ratios with Long-lived Effect », *International Finance*, volume 8, n°2, Summer, pages 231-262.

ANNEXES

Annexes du chapitre 1

Annexe 1.1 : Taux d'inflation durant les épisodes stabilisation en Amérique latine

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	444.0%	176.0%	175.5%	159.5%	100.8%	104.5%	164.8%
Argentine 2	1985	343.8%	626.7%	672.2%	90.1%	131.3%	343.0%	3079.8%
Argentine 3	1991	3079.8%	2314.0%	171.7%	24.9%	10.6%	4.2%	3.4%
Brésil 1	1986	192.1%	226.0%	147.1%	228.3%	629.1%	1430.7%	2947.7%
Brésil 2	1994	951.6%	1928.0%	2075.9%	66.0%	15.8%	6.9%	3.2%
Chili	1978	211.8%	91.9%	40.1%	33.4%	35.1%	19.7%	9.9%
Equateur 1	1989	29.5%	58.2%	75.6%	48.5%	48.8%	54.3%	45.0%
Equateur 2	1992	48.5%	48.8%	54.3%	45.0%	27.4%	22.9%	24.4%
Equateur 3	2000	36.1%	52.2%	96.1%	37.7%	12.5%	7.9%	2.7%
Mexique	1987	57.7%	86.2%	131.8%	114.2%	20.0%	26.7%	22.7%
Nicaragua	1991	4770.2%	7485.5%	2945.1%	23.7%	20.4%	6.7%	10.9%
Pérou	1986	110.2%	163.4%	77.9%	85.8%	667.0%	3398.7%	7481.7%
Uruguay 1	1968	73.5%	89.3%	125.3%	21.0%	16.3%	24.0%	76.5%
Uruguay 2	1973	24.0%	76.5%	97.0%	77.2%	81.4%	50.6%	58.2%
Uruguay 3	1978	50.6%	58.2%	44.5%	66.8%	63.5%	34.0%	19.0%
Uruguay 4	1990	62.2%	80.4%	112.5%	102.0%	68.5%	54.1%	44.7%
Vénézuéla 1	1989	28.1%	29.5%	84.5%	40.7%	34.2%	31.4%	38.1%
Vénézuéla 2	1996	60.8%	59.9%	99.9%	50.0%	35.8%	23.6%	16.2%
Moyenne		587.5%	758.4%	401.5%	73.0%	112.1%	313.5%	780.5%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	6.5%	31.5%	62.8%	8.0%	4.5%	8.1%	10.4%
Bolivie 2	1985	275.6%	1281.3%	11749.6%	276.3%	14.6%	16.0%	15.2%
Brésil	1990	629.1%	1430.7%	2947.7%	432.8%	951.6%	1928.0%	2075.9%
Chili 1	1964	14.0%	44.1%	46.0%	28.8%	23.1%	18.8%	26.3%
Chili 2	1974	74.8%	361.5%	504.7%	374.7%	211.8%	91.9%	40.1%
Costa Rica	1982	18.1%	37.1%	90.1%	32.6%	12.0%	15.1%	11.8%
Rép Dominicai	1990	43.9%	40.7%	50.5%	47.1%	4.3%	5.3%	8.3%
Mexique	1983	27.9%	58.9%	101.8%	65.5%	57.7%	86.2%	131.8%
Pérou	1990	667.0%	3398.7%	7481.7%	409.5%	73.5%	48.6%	23.7%
Moyenne		195.2%	742.7%	2559.4%	186.2%	150.3%	246.4%	260.4%

Sources: IFS 2007 - Calculs personnels

Annexe 1.2 : Taux de dévaluation durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	350.8%	117.7%	67.9%	61.3%	23.1%	263.8%	569.8%
Argentine 2	1985	379.2%	668.4%	347.9%	57.0%	198.3%	256.5%	13325.6%
Argentine 3	1991	13325.6%	211.1%	78.8%	-0.8%	0.8%	0.1%	0.1%
Brésil 1	1986	223.6%	229.5%	42.0%	385.1%	959.2%	1384.1%	1384.1%
Brésil 2	1994	1059.0%	2532.5%	613.4%	15.0%	6.8%	7.4%	8.3%
Chili	1978	104.9%	60.5%	21.4%	14.9%	0.0%	0.0%	49.9%
Equateur 1	1989	51.2%	95.3%	49.9%	35.4%	44.7%	45.2%	10.8%
Equateur 2	1992	35.4%	44.7%	45.2%	10.8%	11.0%	28.8%	24.3%
Equateur 3	2000	54.1%	196.6%	23.5%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Mexique	1987	93.0%	148.5%	139.3%	3.2%	15.8%	11.5%	4.3%
Nicaragua	1991	4046.7%	7763.7%	733.3%	0.0%	27.0%	12.0%	12.0%
Pérou	1986	150.8%	144.8%	0.0%	136.6%	1415.2%	952.3%	9724.8%
Uruguay 1	1968	27.2%	162.5%	25.0%	-0.8%	0.0%	0.0%	192.3%
Uruguay 2	1973	0.0%	192.3%	28.0%	76.7%	64.6%	46.7%	36.4%
Uruguay 3	1978	46.7%	36.4%	30.3%	20.0%	18.4%	15.6%	189.8%
Uruguay 4	1990	61.0%	78.7%	98.1%	56.2%	39.9%	26.9%	26.8%
Vénézuéla 1	1989	0.0%	0.0%	197.1%	16.9%	22.2%	29.1%	33.0%
Vénézuéla 2	1996	60.9%	70.6%	64.3%	5.8%	11.9%	14.8%	7.9%
Moyenne		1115.0%	708.5%	144.7%	49.6%	158.8%	171.9%	1422.2%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	68.4%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
Bolivie 2	1985	155.1%	1639.6%	19164.5%	13.7%	14.9%	11.8%	20.6%
Brésil	1990	959.2%	1384.1%	1458.9%	503.6%	1059.0%	2532.5%	613.4%
Chili 1	1964	56.2%	31.1%	25.6%	28.5%	25.9%	128.8%	0.0%
Chili 2	1974	66.7%	1400.0%	166.7%	325.0%	104.9%	60.5%	21.4%
Costa Rica	1982	0.0%	321.1%	11.5%	7.8%	10.0%	12.5%	9.6%
Rép Dominicai	1990	27.8%	0.0%	79.0%	11.5%	-0.7%	1.5%	2.3%
Mexique	1983	12.8%	267.8%	49.2%	33.8%	93.0%	148.5%	139.3%
Pérou	1990	1415.2%	952.3%	9724.8%	85.7%	69.8%	32.5%	0.9%
Moyenne		306.8%	666.2%	3408.9%	112.2%	153.0%	325.4%	89.7%

Sources: IFS 2007 - Calculs personnels

Annexe 1.3 : Croissance de la masse monétaire (M2) durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	353.5%	227.2%	172.6%	187.4%	91.8%	100.5%	139.1%
Argentine 2	1985	401.2%	655.0%	428.2%	113.0%	163.1%	442.8%	2235.2%
Argentine 3	1991	2235.2%	1113.3%	141.3%	62.5%	46.5%	17.6%	-2.8%
Brésil 1	1986	270.1%	322.5%	289.2%	213.7%	2733.0%	1904.9%	640.9%
Brésil 2	1994	1749.4%	3280.7%	1102.4%	44.3%	31.0%	17.2%	12.0%
Chili	1978	411.8%	100.8%	91.6%	83.5%	62.5%	23.7%	23.7%
Equateur 1	1989	-5.2%	-20.6%	-7.6%	50.3%	6.0%	4.4%	46.8%
Equateur 2	1992	50.3%	6.0%	4.4%	46.8%	39.1%	6.8%	12.4%
Equateur 3	2000	-16.4%	-50.8%	47.0%	31.8%	-0.7%	18.9%	24.2%
Mexique	1987	42.0%	71.0%	141.5%	-13.0%	95.9%	83.8%	49.2%
Nicaragua	1991	2700.2%	7677.8%	1519.6%	20.1%	25.2%	65.9%	35.1%
Pérou	1986	127.2%	156.5%	54.0%	106.5%	621.0%	1917.3%	6384.9%
Uruguay 1	1968	21.7%	96.0%	55.0%	43.2%	18.4%	51.2%	68.1%
Uruguay 2	1973	51.2%	68.1%	66.9%	66.7%	99.2%	99.1%	81.7%
Uruguay 3	1978	99.1%	81.7%	91.5%	85.5%	73.2%	48.9%	54.2%
Uruguay 4	1990	83.1%	104.0%	118.5%	79.8%	50.0%	37.4%	42.1%
Vénézuela 1	1989	18.6%	20.4%	41.9%	64.9%	47.6%	17.7%	25.5%
Vénézuela 2	1996	68.9%	36.6%	51.1%	61.1%	15.4%	20.7%	23.1%
Moyenne		481.2%	774.8%	244.9%	74.9%	234.3%	271.1%	549.7%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	25.9%	32.7%	44.3%	23.2%	47.5%	29.4%	13.0%
Bolivie 2	1985	172.7%	1428.9%	6987.9%	184.4%	94.9%	27.8%	21.4%
Brésil	1990	2733.0%	1904.9%	640.9%	501.6%	1749.4%	3280.7%	1102.4%
Chili 1	1964	109.1%	-17.3%	44.5%	22.5%	76.3%	28.3%	42.5%
Chili 2	1974	144.6%	334.0%	297.3%	306.7%	411.8%	100.8%	91.6%
Costa Rica	1982	15.9%	87.2%	27.0%	37.0%	17.1%	15.6%	21.3%
Rép Dominicai	1990	50.2%	31.2%	42.5%	35.3%	27.0%	21.1%	12.1%
Mexique	1983	50.2%	54.4%	63.5%	69.1%	42.0%	71.0%	141.5%
Pérou	1990	621.0%	1917.3%	6384.9%	230.6%	88.2%	71.8%	37.2%
Moyenne		435.8%	641.5%	1614.8%	156.7%	283.8%	405.2%	164.8%

Sources: IFS 2007 - Calculs personnels

Annexe 1.4 : Déficits publics durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine (en % du PIB)

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	-8.8%	-4.3%	-3.8%	-3.0%	-3.1%	-5.4%	-4.2%
Argentine 2	1985	-7.5%	-3.8%	-5.3%	-2.4%	-2.7%	-1.3%	-0.7%
Argentine 3	1991	-0.7%	-0.3%	-0.5%	0.0%	-0.7%	-0.7%	-0.6%
Brésil 1	1986	-5.1%	-11.1%	-13.3%	-12.0%	-15.2%	-18.6%	-5.8%
Brésil 2	1994	-3.8%	-9.3%	-6.1%	-7.3%	-5.9%	-7.3%	-7.8%
Chili	1978	1.4%	-1.1%	-0.1%	4.8%	5.4%	2.6%	-1.0%
Equateur 1	1989	-2.3%	0.0%	1.9%	1.8%	1.5%	2.4%	1.9%
Equateur 2	1992	1.8%	1.5%	2.4%	1.9%	0.3%	-0.8%	-0.4%
Equateur 3	2000	0.3%	-0.6%	0.6%	0.5%	0.6%	-1.2%	-0.4%
Mexique	1987	-7.5%	-13.1%	-14.2%	-8.9%	-4.6%	-2.5%	2.9%
Nicaragua	1991	-	-	4.2%	-3.4%	0.0%	0.0%	-0.3%
Pérou	1986	-4.5%	-2.4%	-4.1%	-6.3%	-3.6%	-5.7%	-8.1%
Uruguay 1	1968	-0.3%	-2.8%	-1.1%	-2.3%	-1.4%	-5.8%	-2.5%
Uruguay 2	1973	-5.8%	-2.5%	-1.2%	-3.8%	-4.4%	-2.1%	-1.3%
Uruguay 3	1978	-2.1%	-1.3%	-0.9%	0.0%	0.0%	-1.5%	-9.1%
Uruguay 4	1990	-1.5%	-2.8%	0.3%	0.8%	0.6%	-0.5%	-2.6%
Vénézuéla 1	1989	-4.6%	-4.8%	-0.1%	0.0%	2.0%	-3.1%	-2.3%
Vénézuéla 2	1996	-5.6%	-3.6%	1.6%	2.3%	-3.9%	-1.7%	-1.7%
Moyenne		-3.3%	-3.7%	-2.2%	-2.1%	-1.9%	-3.0%	-2.4%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	-3.5%	-3.3%	-1.1%	-1.4%	-2.5%	-5.1%	-4.0%
Bolivie 2	1985	-22.3%	-36.7%	-41.2%	-1.7%	-0.4%	-0.4%	-4.7%
Brésil	1990	-15.2%	-18.6%	-5.8%	-0.4%	-3.8%	-9.3%	-6.1%
Chili 1	1964	-3.5%	-2.3%	-2.3%	-3.8%	-1.9%	-0.6%	-0.8%
Chili 2	1974	-12.8%	-7.3%	-5.4%	0.1%	1.4%	-1.1%	-0.1%
Costa Rica	1982	-8.1%	-2.4%	-1.0%	-1.9%	-0.1%	0.9%	-1.7%
Rép Dominicai	1990	-0.2%	0.3%	0.6%	1.1%	3.3%	0.2%	-0.5%
Mexique	1983	-6.5%	-12.0%	-8.1%	-7.2%	-7.5%	-13.1%	-14.2%
Pérou	1990	-3.6%	-5.7%	-8.1%	-2.2%	-3.7%	-3.6%	-3.2%
Moyenne		-8.4%	-9.8%	-8.0%	-1.9%	-1.7%	-3.6%	-3.9%

Sources: IFS 2007 - Calculs personnels

Annexe 1.5 : Taux d'intérêt réel durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	-	-60.6%	-43.8%	-42.2%	-21.2%	52.6%	-38.5%
Argentine 2	1985	-62.5%	-229.9%	-42.2%	4.6%	44.6%	28.9%	14156.0%
Argentine 3	1991	14156.0%	-796.1%	-110.0%	-8.1%	0.7%	3.9%	8.5%
Brésil 1	1986	75.5%	69.4%	-37.7%	172.7%	230.3%	4414.3%	6446.6%
Brésil 2	1994	608.5%	1365.5%	3099.4%	-13.8%	10.7%	17.4%	24.8%
Chili	1978	-	3.0%	23.4%	11.8%	2.6%	21.2%	38.7%
Equateur 1	1989	-4.2%	-24.2%	-35.4%	-5.0%	-7.3%	-7.5%	-13.0%
Equateur 2	1992	-5.0%	-7.3%	-7.5%	-13.0%	6.2%	20.4%	17.1%
Equateur 3	2000	3.3%	-42.2%	-87.6%	-31.1%	-7.0%	-2.4%	1.3%
Mexique	1987	0.0%	-7.8%	-36.9%	-58.9%	13.4%	3.8%	-4.7%
Nicaragua	1991	-3184.3%	-7476.0%	-2933.5%	-11.7%	-8.8%	5.0%	0.2%
Pérou	1986	-	-	-	-	-505.2%	-2263.1%	-5042.1%
Uruguay 1	1968	-	-	-	-	-	-	-
Uruguay 2	1973	-	-	-	-	-	-19.7%	-21.7%
Uruguay 3	1978	-19.7%	-21.7%	4.3%	-23.8%	-12.2%	13.2%	32.4%
Uruguay 4	1990	7.3%	6.4%	-12.2%	-24.8%	-12.6%	-13.7%	-6.8%
Vénézuela 1	1989	-19.2%	-20.5%	-55.6%	-12.8%	-3.1%	4.0%	15.6%
Vénézuela 2	1996	-21.8%	-35.2%	-72.3%	-35.3%	-0.9%	-2.3%	0.1%
Moyenne		887.2%	-485.1%	-23.2%	-6.1%	-16.9%	133.9%	918.5%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	-	-	-	-	-	-	-
Bolivie 2	1985	-235.8%	-1173.0%	-11680.9%	-242.9%	15.8%	11.7%	8.5%
Brésil	1990	230.3%	4414.3%	6446.6%	480.7%	608.5%	1365.5%	3099.4%
Chili 1	1964	-	-	-	-	-	-	-
Chili 2	1974	-	-	-	-	-	3.0%	23.4%
Costa Rica	1982	-	-	-71.8%	-13.1%	2.5%	1.4%	4.8%
Rép Dominicai	1990	-	-	-	-27.1%	12.4%	8.8%	5.4%
Mexique	1983	0.2%	-17.9%	-41.9%	-14.2%	0.0%	-7.8%	-36.9%
Pérou	1990	-505.2%	-2263.1%	-5042.1%	-239.0%	-13.9%	-33.1%	-13.8%
Moyenne		-127.6%	240.1%	-2078.0%	-9.3%	104.2%	192.8%	441.5%

Sources: IFS 2007 - Calculs personnels

Annexe 1.6 : Balance courante durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine (en % du PIB)

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	1.3%	2.0%	3.2%	-0.7%	-6.2%	-6.0%	-2.8%
Argentine 2	1985	-2.3%	-3.2%	-1.1%	-2.6%	-3.8%	-1.2%	-1.7%
Argentine 3	1991	-1.7%	3.2%	-0.3%	-2.4%	-3.5%	-4.3%	-2.0%
Brésil 1	1986	0.0%	-0.1%	-2.0%	-0.5%	1.3%	0.2%	-0.8%
Brésil 2	1994	1.6%	0.0%	-0.2%	-2.4%	-2.8%	-3.5%	-4.0%
Chili	1978	1.5%	-4.1%	-7.1%	-5.7%	-7.1%	-14.5%	-9.5%
Equateur 1	1989	-7.5%	-7.5%	-3.5%	-6.2%	-1.0%	-5.6%	-4.8%
Equateur 2	1992	-6.2%	-1.0%	-5.6%	-4.8%	-4.9%	-0.3%	-1.9%
Equateur 3	2000	5.5%	5.8%	-3.1%	-5.1%	-1.5%	-1.7%	-0.2%
Mexique	1987	0.4%	-1.1%	3.0%	-1.3%	-2.6%	-2.8%	-4.7%
Nicaragua	1991	-35.7%	-30.2%	-17.7%	-42.9%	-34.4%	-37.5%	-27.1%
Pérou	1986	-1.2%	0.5%	-7.8%	-8.6%	-14.7%	-2.8%	-5.4%
Uruguay 1	1968	-	-	-	-	-	-	-
Uruguay 2	1973	-	-	-	-	-	-	-
Uruguay 3	1978	-	-	-2.6%	-5.0%	-7.0%	-4.2%	-2.6%
Uruguay 4	1990	0.3%	1.5%	2.0%	0.4%	-0.1%	-1.7%	-2.7%
Vénézuéla 1	1989	-3.1%	-9.9%	5.1%	17.6%	3.4%	-6.4%	-3.4%
Vénézuéla 2	1996	4.5%	2.7%	13.1%	4.3%	-4.9%	2.2%	10.1%
Moyenne		-2.8%	-2.8%	-1.5%	-4.1%	-5.6%	-5.6%	-4.0%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	-	-	-	-	-2.9%	-5.5%	-13.2%
Bolivie 2	1985	-5.3%	-6.6%	-9.1%	-9.8%	-10.0%	-6.6%	-5.7%
Brésil	1990	1.3%	0.2%	-0.8%	-0.4%	1.6%	0.0%	-0.2%
Chili 1	1964	-	-	-	-	-	-	-
Chili 2	1974	-	-	-	-6.8%	1.5%	-4.1%	-7.1%
Costa Rica	1982	-13.7%	-15.6%	-10.2%	-7.0%	-3.3%	-2.6%	-1.5%
Rép Dominicai	1990	-0.4%	-4.9%	-4.0%	-2.1%	-8.0%	-5.5%	-2.6%
Mexique	1983	-5.3%	-3.0%	3.9%	2.4%	0.4%	-1.1%	3.0%
Pérou	1990	-14.7%	-2.8%	-5.4%	-6.3%	-5.8%	-6.6%	-5.7%
Moyenne		-6.4%	-5.4%	-4.3%	-4.3%	-3.3%	-4.0%	-4.1%

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale - Calculs personnels

Annexe 1.7 : Balance commerciale durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine (en % du PIB)

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	3.3%	2.3%	2.9%	0.2%	-1.4%	-0.5%	2.6%
Argentine 2	1985	3.3%	2.8%	5.5%	1.8%	0.3%	3.3%	6.5%
Argentine 3	1991	6.5%	5.7%	1.6%	-1.5%	-2.4%	-3.1%	-0.4%
Brésil 1	1986	5.6%	5.2%	2.5%	3.3%	5.2%	3.2%	1.2%
Brésil 2	1994	2.5%	1.4%	0.4%	-1.8%	-2.1%	-2.6%	-2.6%
Chili	1978	4.3%	-1.8%	-3.3%	-2.8%	-4.2%	-10.3%	-1.9%
Equateur 1	1989	-10.8%	-5.3%	-6.9%	1.0%	3.4%	4.8%	-1.6%
Equateur 2	1992	1.0%	3.4%	4.8%	-1.6%	-1.7%	-2.5%	2.3%
Equateur 3	2000	-6.9%	6.6%	6.1%	-4.4%	-6.5%	-2.3%	-2.1%
Mexique	1987	5.1%	3.9%	6.1%	1.4%	-0.1%	-1.1%	-2.9%
Nicaragua	1991	-32.7%	-21.4%	-30.7%	-36.0%	-27.4%	-28.2%	-28.0%
Pérou	1986	3.9%	6.5%	-1.4%	-1.7%	-3.8%	0.1%	1.9%
Uruguay 1	1968	5.6%	1.4%	3.0%	1.3%	-1.3%	-1.1%	0.5%
Uruguay 2	1973	-1.1%	0.5%	0.9%	-2.5%	-3.5%	-0.5%	-2.8%
Uruguay 3	1978	-0.5%	-2.8%	-2.3%	-4.3%	-5.6%	-3.8%	-3.0%
Uruguay 4	1990	4.3%	5.8%	5.4%	2.8%	0.8%	-0.4%	-0.6%
Vénézuéla 1	1989	-1.9%	-6.7%	13.0%	19.3%	5.1%	-2.6%	-0.2%
Vénézuéla 2	1996	8.6%	5.3%	15.2%	7.3%	-1.8%	3.8%	11.6%
Moyenne		0.004%	0.7%	1.3%	-1.0%	-2.6%	-2.4%	-1.1%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	-2.9%	-0.6%	8.5%	-6.3%	-2.2%	-2.9%	-7.5%
Bolivie 2	1985	4.3%	-2.2%	-3.8%	-4.4%	-4.9%	-4.4%	-0.7%
Brésil	1990	5.2%	3.2%	1.2%	0.8%	2.5%	1.4%	0.4%
Chili 1	1964	-1.7%	-2.2%	-0.7%	1.0%	1.1%	1.1%	0.8%
Chili 2	1974	-3.4%	-1.8%	0.7%	-2.0%	4.3%	-1.8%	-3.3%
Costa Rica	1982	-10.3%	-4.9%	2.9%	-0.7%	0.4%	-1.8%	0.8%
Rép Dominicai	1990	-8.7%	-11.1%	-9.9%	-7.2%	-11.7%	-7.5%	-5.4%
Mexique	1983	-2.5%	5.0%	9.6%	7.8%	5.1%	3.9%	6.1%
Pérou	1990	-3.8%	0.1%	1.9%	-2.3%	-2.9%	-3.9%	-3.4%
Moyenne		-2.7%	-1.6%	1.2%	-1.5%	-0.9%	-1.7%	-1.4%

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale - Calculs personnels

Annexe 1.8 : *Appréciation/dévaluation (ou dépréciation) durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine*

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	-12.4%	-16.0%	-34.4%	-30.8%	-30.4%	96.3%	168.5%
Argentine 2	1985	11.4%	10.3%	-39.9%	-15.9%	33.8%	-16.3%	342.6%
Argentine 3	1991	342.6%	-86.4%	-31.4%	-18.2%	-6.2%	-1.4%	-0.5%
Brésil 1	1986	15.6%	4.7%	-41.5%	53.3%	51.1%	1.6%	-46.1%
Brésil 2	1994	13.5%	33.6%	-66.4%	-28.8%	-5.0%	2.8%	6.5%
Chili	1978	-30.5%	-11.0%	-6.7%	-4.2%	-16.0%	-7.8%	44.8%
Equateur 1	1989	21.1%	28.4%	-10.5%	-3.9%	1.3%	-3.1%	-21.3%
Equateur 2	1992	-3.9%	1.3%	-3.1%	-21.3%	-10.6%	7.8%	2.9%
Equateur 3	2000	15.0%	99.1%	-34.9%	-25.3%	-9.7%	-5.2%	-0.1%
Mexique	1987	26.7%	35.9%	7.1%	-49.9%	1.1%	-7.2%	-11.4%
Nicaragua	1991	-10.7%	9.3%	-71.5%	-16.7%	8.6%	7.7%	3.8%
Pérou	1986	24.5%	-3.7%	-42.7%	32.1%	105.5%	-68.5%	36.6%
Uruguay 1	1968	-24.5%	42.5%	-42.2%	-13.6%	-9.0%	-15.9%	71.1%
Uruguay 2	1973	-15.9%	71.1%	-31.0%	10.7%	-1.0%	3.0%	-8.2%
Uruguay 3	1978	3.0%	-8.2%	-3.0%	-20.0%	-17.8%	-4.9%	158.5%
Uruguay 4	1990	3.2%	3.8%	-1.7%	-19.4%	-14.5%	-15.2%	-10.1%
Vénézuéla 1	1989	-19.0%	-19.7%	68.8%	-12.4%	-5.1%	1.2%	-0.9%
Vénézuéla 2	1996	2.7%	9.7%	-15.4%	-27.8%	-16.3%	-5.0%	-4.0%
Moyenne		20.1%	11.4%	-22.2%	-11.8%	3.3%	-1.7%	40.7%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	63.3%	-19.2%	-31.8%	1.1%	1.2%	-1.5%	-2.5%
Bolivie 2	1985	-29.9%	31.4%	68.4%	-69.2%	4.1%	0.2%	9.8%
Brésil	1990	51.1%	1.6%	-46.1%	18.1%	13.5%	33.6%	-66.4%
Chili 1	1964	38.5%	-7.9%	-12.8%	1.4%	5.4%	98.1%	-17.5%
Chili 2	1974	-1.5%	245.2%	-51.0%	-2.3%	-30.5%	-11.0%	-6.7%
Costa Rica	1982	-3.9%	239.0%	-37.7%	-16.1%	2.5%	1.2%	-0.1%
Rép Dominicai	1990	-7.6%	-25.5%	25.4%	-21.0%	-1.8%	-0.7%	-3.0%
Mexique	1983	-2.7%	145.7%	-23.7%	-15.7%	26.7%	35.9%	7.1%
Pérou	1990	105.5%	-68.5%	36.6%	-62.0%	0.8%	-8.2%	-16.3%
Moyenne		23.6%	60.2%	-8.1%	-18.4%	2.4%	16.4%	-10.6%

Sources: IFS 2007 - Calculs personnels

Annexe 1.9 : Croissance annuelle du PIB durant les épisodes de stabilisation en Amérique latine

Pays	Année de stabilisation	T-2	T-1	T	T+1	T+2	T+3	T+4
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DU TAUX DE CHANGE								
Argentine 1	1978	0.0%	6.4%	-3.2%	7.0%	1.5%	-5.4%	-3.2%
Argentine 2	1985	4.1%	2.0%	-6.9%	7.1%	2.6%	-1.9%	-6.9%
Argentine 3	1991	-6.9%	-1.8%	10.6%	9.6%	5.7%	5.8%	-2.8%
Brésil 1	1986	6.4%	7.5%	7.0%	3.4%	-0.1%	4.0%	0.4%
Brésil 2	1994	-0.5%	4.9%	5.8%	4.2%	2.2%	3.4%	0.0%
Chili	1978	3.2%	8.3%	7.8%	7.1%	7.7%	6.7%	-13.4%
Equateur 1	1989	-6.0%	10.5%	0.3%	3.0%	5.0%	3.6%	2.0%
Equateur 2	1992	3.0%	5.0%	3.6%	2.0%	4.7%	1.7%	2.4%
Equateur 3	2000	2.1%	-6.3%	2.8%	5.3%	4.2%	3.6%	7.9%
Mexique	1987	2.2%	-3.1%	1.7%	1.3%	4.2%	5.1%	4.2%
Nicaragua	1991	-1.7%	-0.1%	-0.2%	0.4%	-0.4%	3.3%	5.9%
Pérou	1986	3.8%	2.1%	12.1%	7.7%	-9.4%	-13.4%	-5.1%
Uruguay 1	1968	3.4%	-4.1%	1.6%	6.1%	4.7%	0.1%	-1.6%
Uruguay 2	1973	0.1%	-1.6%	0.4%	3.1%	5.9%	4.0%	1.2%
Uruguay 3	1978	4.0%	1.2%	5.3%	6.2%	6.0%	1.9%	-9.4%
Uruguay 4	1990	1.5%	1.1%	0.3%	3.5%	7.9%	2.7%	7.3%
Vénézuéla 1	1989	4.5%	6.2%	-7.8%	6.9%	9.7%	6.1%	0.3%
Vénézuéla 2	1996	-2.3%	4.0%	-0.2%	6.4%	0.3%	-6.0%	3.7%
Moyenne		1.2%	2.3%	2.3%	5.0%	3.5%	1.4%	-0.4%
STABILISATIONS BASEES SUR L'ANCRAGE NOMINAL DE LA MONNAIE								
Bolivie 1	1974	8.0%	5.7%	2.9%	7.3%	4.6%	5.0%	2.1%
Bolivie 2	1985	-4.0%	-0.2%	-1.7%	-2.6%	2.5%	2.9%	3.8%
Brésil	1990	-0.1%	4.0%	0.4%	1.0%	-0.5%	4.9%	5.8%
Chili 1	1964	4.7%	6.3%	2.2%	0.8%	11.2%	3.2%	3.6%
Chili 2	1974	-1.2%	-5.6%	1.0%	-13.3%	3.2%	8.3%	7.8%
Costa Rica	1982	0.8%	-2.3%	-7.3%	2.9%	8.0%	0.7%	5.5%
Rép Dominicai	1990	2.2%	4.4%	-5.5%	0.9%	10.8%	6.5%	3.0%
Mexique	1983	8.5%	-0.6%	-3.5%	3.4%	2.2%	-3.1%	1.7%
Pérou	1990	-9.4%	-13.4%	-5.1%	2.1%	-0.4%	4.8%	12.8%
Moyenne		1.0%	-0.2%	-1.8%	0.3%	4.6%	3.7%	5.1%

Sources: IFS 2007 - Calculs personnels

Annexes du chapitre 2

Annexe 2.1 : Inflation annuelle dans les pays en transition de 1989 à 2006 (en %)

Pays	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
EUROPE CENTRALE																		
Pologne	251.1	600.0	76.7	45.3	36.9	33.3	28.1	19.8	15.1	11.7	7.3	10.1	5.5	1.9	0.8	3.6	2.1	1.1
Hongrie	16.9	29.2	34.2	22.9	22.5	18.9	28.3	23.6	18.3	14.2	10.0	9.8	9.2	5.3	4.6	6.8	3.6	3.9
Rép. Tchèque	-	1.4	9.7	52.0	11.1	10.0	9.2	8.8	8.5	10.6	2.1	3.9	4.7	1.8	0.1	2.8	1.8	2.5
Slovaquie	-	1.4	10.4	61.2	10.1	13.4	9.9	5.8	6.1	6.7	10.6	12.0	7.3	3.3	8.6	7.5	2.7	4.5
Slovénie	-	1306.0	549.7	117.7	32.9	21.0	13.5	9.8	8.4	8.0	6.1	8.8	8.4	7.5	5.6	3.6	2.5	2.5
EUROPE BALKANIQUE																		
Albanie	-	0.0	35.5	226.0	85.0	22.6	7.8	12.7	33.2	20.6	0.4	0.1	3.1	7.8	0.5	2.3	2.4	2.4
Bulgarie	6.4	23.9	338.4	91.3	72.9	96.1	62.1	121.6	1058.4	18.7	2.6	10.3	7.4	5.8	2.2	6.3	5.0	7.3
Croatie	1200.0	609.2	122.2	625.0	1500.0	107.3	4.0	4.3	4.2	6.4	3.5	5.3	4.8	1.7	0.1	3.7	3.3	3.2
Macédoine	1246.0	608.4	114.9	1664.4	338.4	126.6	16.4	2.3	2.6	-0.1	-0.7	5.8	5.5	1.8	1.2	0.9	0.0	3.2
Roumanie	-	0.9	4.7	211.2	255.2	136.8	32.2	38.8	154.8	59.1	45.8	45.7	34.5	22.5	15.3	11.9	9.0	6.6
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE																		
Estonie	-	2.0	23.1	210.0	89.8	47.7	28.8	23.1	10.6	8.2	3.3	4.0	5.7	3.6	1.3	3.0	4.1	4.4
Lettonie	-	4.7	10.5	243.3	108.8	35.9	25.0	17.6	8.4	4.7	2.4	2.7	2.5	1.9	2.9	6.2	6.8	6.6
Lituanie	-	2.1	8.4	224.7	410.2	72.2	39.7	24.6	8.9	5.1	0.8	1.0	1.3	0.3	-1.2	1.2	2.7	3.8
Russie	-	2.4	5.7	92.7	874.6	307.6	197.5	47.7	14.8	27.7	85.7	20.8	21.5	15.8	13.7	10.9	12.7	9.7
Moldavie	4.5	110.0	162.0	1276.0	1184.0	487.0	9.9	23.5	11.8	7.7	39.3	31.3	9.8	5.3	11.7	12.5	13.1	11.6
Ukraine	2.0	3.0	91.0	1210.0	4734.9	891.2	376.7	80.3	15.9	10.6	22.7	28.2	12.0	0.8	5.2	9.0	13.5	9.1
Arménie	2.0	5.6	100.3	1346.0	1822.0	5244.2	176.0	18.7	14.0	8.7	0.6	-0.8	3.1	1.1	4.7	7.0	0.6	2.9
Azerbaïdjan	2.0	7.8	61.4	912.3	1129.0	1664.5	411.7	19.9	3.7	-0.8	-8.5	1.9	1.5	2.8	2.2	6.8	11.6	8.3
Belarus	1.7	4.5	94.1	970.3	1190.2	2221.0	709.3	52.7	63.9	72.9	293.7	168.6	61.1	42.5	28.4	18.1	10.3	7.0
Kazakhstan	2.0	4.2	90.9	1381.0	1662.3	1877.4	176.2	39.2	17.4	7.1	8.3	13.2	8.4	5.8	6.4	6.9	7.6	8.6

Sources : IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Banque Mondiale pour la Reconstruction et le Développement (BERD) 2007 - Calculs personnels

Annexe 2.2 : Déficits publics dans les pays en transition de 1990 à 2006 (en % du PIB)

Pays	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
EUROPE CENTRALE																	
Pologne	3.1	-2.3	-5.3	-2.8	-2.8	-3.1	-3.3	-4.6	-4.3	-1.8	-3.0	-5.1	-5.0	-6.3	-5.7	-4.3	-3.9
Hongrie	0.0	-2.9	-6.1	-6.0	-7.5	-6.7	-5.0	-5.9	-8.0	-5.5	-3.0	-3.5	-8.4	-7.2	-6.5	-7.8	-9.2
Rép. Tchèque	8.2	-1.9	-3.1	2.6	-1.2	-1.1	-4.9	-2.4	-4.2	-1.4	-3.8	-5.8	-6.8	-6.6	-2.9	-3.6	-3.5
Slovaquie	-0.2	-3.4	-2.8	-5.7	-1.4	0.4	-1.3	-5.2	-5.0	-7.1	-12.2	-6.5	-7.7	-2.7	-2.4	-2.8	-3.4
Slovénie	0.3	2.6	1.2	0.9	0.0	0.0	0.3	-1.1	-0.7	-0.6	-3.8	-4.1	-2.5	-2.8	-2.3	-1.5	-1.4
EUROPE BALKANIQUE																	
Albanie	-6.1	-20.7	-23.1	-15.5	-12.6	-10.1	-9.7	-12.4	-11.8	-12.1	-9.2	-8.5	-7.2	-4.3	-5.1	-3.6	-4.1
Bulgarie	-1.0	-8.1	-4.5	-2.9	-10.9	-5.7	-5.6	-10.3	-0.3	1.7	0.4	-0.5	1.9	0.1	-0.9	2.2	1.9
Croatie	-	-	-4.2	-0.9	0.6	-0.7	-0.4	-1.3	-3.5	-8.2	-7.5	-6.8	-4.9	-6.2	-4.8	-4.0	-3.0
Macédoine	-	-	-9.8	-13.4	-2.7	-1.0	-1.4	-0.4	-1.7	0.0	2.5	-6.3	-5.6	-0.1	0.7	0.3	-0.6
Roumanie	-0.4	-1.9	-4.6	-0.3	-2.2	-2.5	-3.9	-4.5	-3.2	-4.5	-4.6	-3.3	-2.0	-1.5	-1.5	-1.4	-1.9
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE																	
Estonie	-	-	-0.3	0.8	1.2	-1.2	-1.5	1.9	-0.3	-3.7	-0.6	0.3	0.4	2.0	2.3	2.3	3.8
Lettonie	-	-	-0.8	0.6	-3.9	-3.6	-1.7	0.7	-0.6	-4.9	-2.8	-2.1	-2.3	-1.2	-0.9	0.2	-1.5
Lituanie	-	2.5	0.9	-5.3	-4.8	-4.2	-4.4	-1.1	-3.0	-5.6	-2.5	-2.0	-1.4	-1.2	-1.5	-0.5	-0.3
Russie	-	-	-18.9	-7.3	-10.4	-6.6	-9.4	-8.5	-8.1	-3.1	3.2	2.7	0.6	1.1	5.0	8.1	9.2
Moldavie	-	-	-24.0	-16.2	-8.7	-4.7	-3.2	-5.4	-2.5	-2.3	-1.1	-0.9	0.1	-0.7	-6.2	-2.3	-1.9
Ukraine	-	-	-26.6	-7.5	-10.6	-6.7	-8.0	-10.5	-7.4	-6.2	-1.8	-0.3	-2.2	1.0	0.4	1.5	-0.3
Arménie	-	-	-	-	-16.5	-9.0	-8.5	-5.8	-4.9	-7.2	-6.4	-3.8	-0.4	-1.1	-1.8	-2.6	-2.8
Azerbaïdjan	-	-	2.7	-15.3	-11.2	-3.1	-2.4	-4.0	-3.9	-4.7	-0.6	-0.4	-0.5	-1.2	0.8	-0.7	0.5
Belarus	-	-	-2.0	-5.5	-3.5	-2.7	-1.5	-0.7	-1.0	-2.0	-0.1	-1.9	-2.1	-1.7	0.0	-0.7	1.4
Kazakhstan	-	-	-7.3	-4.1	-7.4	-3.4	-5.3	-7.0	-8.0	-5.2	-1.0	1.8	1.0	2.0	1.9	5.3	6.4

Sources : Banque Mondiale pour la Reconstruction et le Développement (BERD) 2007

Annexe 2.3 : Croissance de la masse monétaire dans les pays en transition (en %)

Pays	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
EUROPE CENTRALE																		
Pologne	160.1	37.0	37.0	57.5	36.0	38.2	35.0	31.0	29.1	25.2	19.4	11.8	15.0	-2.8	5.7	6.9	12.2	15.8
Hongrie	16.5	29.2	29.4	41.3	17.7	14.2	20.9	22.2	19.7	15.6	15.7	12.6	16.2	14.1	12.5	8.9	13.3	14.3
Rép. Tchèque	-	-	-	594.4	22.8	20.4	29.3	6.4	1.7	3.4	2.6	16.0	11.2	6.9	7.4	4.4	8.4	9.9
Slovaquie	-	-	-	7.9	16.8	17.4	18.4	16.2	8.7	4.9	11.6	15.2	11.9	4.1	9.7	6.8	3.6	14.5
Slovénie	-	-	-	123.0	62.2	44.7	29.0	21.8	20.5	19.4	10.2	17.1	29.9	11.0	6.2	8.0	7.3	7.6
EUROPE BALKANIQUE																		
Albanie	-	-	-	160.6	24.8	-43.1	-18.9	-6.0	-0.1	11.2	-20.7	-2.2	9.1	-4.5	-7.7	-18.9	-12.7	12.9
Bulgarie	-4.1	-1.5	194.7	82.5	-39.5	-20.5	5.6	-32.1	220.2	-67.8	-19.3	15.8	1.2	1.1	-18.5	-17.8	-10.5	13.7
Croatie	-	-	-	-	-	-47.1	-57.5	-6.6	2.8	11.8	-5.4	20.9	4.7	0.6	-14.6	-12.5	-8.8	10.6
Macédoine	-	-	-	-	-	-15.5	-58.6	-17.4	9.7	33.5	-4.9	19.8	7.4	1.6	-15.5	-15.4	-6.5	18.9
Roumanie	-	-	-	442.1	-19.4	-19.6	-40.0	13.4	16.0	-20.1	-12.9	16.8	0.8	-6.8	-12.1	-13.7	-18.2	1.4
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE																		
Estonie	-	-	-	76.5	59.3	30.4	27.5	36.8	37.8	4.2	23.7	25.7	23.0	11.2	10.9	15.8	41.9	28.2
Lettonie	-	-	-	169.2	684.4	50.3	-21.4	19.6	37.0	6.7	8.3	27.0	19.8	19.9	22.1	26.7	38.3	38.8
Lituanie	-	-	-	245.9	100.2	63.0	28.9	-3.5	34.1	14.5	7.7	16.5	21.4	16.9	18.2	27.2	33.1	22.5
Russie	-	-	-	743.0	480.0	216.5	112.6	29.6	28.8	37.6	56.7	58.0	36.3	33.8	38.5	33.7	36.3	40.5
Moldavie	-	-	-	358.0	318.8	115.7	65.3	14.8	34.5	-8.3	42.9	41.7	34.1	36.5	30.4	38.1	34.4	23.5
Ukraine	-	-	-	941.7	1809.2	567.9	115.5	35.1	33.9	24.0	40.6	44.5	43.0	42.3	46.9	32.8	53.9	34.3
Arménie	-	-	-	-	1076.8	740.4	64.3	35.1	29.2	36.7	14.0	38.6	4.3	34.0	10.4	22.3	27.8	32.9
Azerbaïdjan	-	-	-	-	825.8	1116.5	25.4	17.1	41.4	-15.2	20.1	73.4	-11.3	14.4	26.8	47.7	23.2	86.9
Belarus	-	-	-	-	3748.0	3269.0	158.4	52.4	111.4	276.0	132.7	219.3	58.8	49.0	54.3	47.9	42.5	39.9
Kazakhstan	-	-	-	5438.0	1333.9	576.0	108.2	20.9	24.1	-14.1	84.4	45.0	40.2	30.1	34.2	68.2	26.3	78.1

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Banque Mondiale pour la Reconstruction et le Développement (BERD) 2007 - Calculs personnels

Annexe 2.4 : Croissance annuelle du PIB dans les pays en transition (en %)

Pays	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
EUROPE CENTRALE																		
Pologne	0.2	-11.6	-7.0	2.6	3.8	5.2	17.1	6.2	7.1	5.0	4.5	4.3	1.2	1.4	3.9	5.3	3.6	6.1
Hongrie	0.7	-3.5	-11.9	-3.1	-0.6	2.9	1.5	1.3	4.6	4.9	4.2	6.0	4.3	3.8	3.4	5.2	4.1	5.1
Rép. Tchèque	1.4	-1.2	-11.6	-0.5	0.1	2.2	5.9	4.2	-0.7	-1.1	1.2	3.9	2.6	1.5	3.2	4.7	6.0	6.3
Slovaquie	4.5	-0.4	-14.6	-6.1	7.5	6.2	5.9	6.2	4.6	4.2	1.5	2.0	3.2	4.1	4.2	5.4	6.0	8.3
Slovénie	-2.7	-4.7	-8.9	-5.5	2.8	5.3	4.1	3.7	4.8	3.9	5.4	4.1	2.7	3.5	2.7	4.4	4.0	5.2
EUROPE BALKANIQUE																		
Albanie	9.8	-10.0	-28.0	-7.2	9.6	8.3	13.3	9.1	-7.0	8.0	7.3	7.8	7.1	4.3	5.7	6.7	5.5	5.5
Bulgarie	-0.5	-9.1	-8.4	-7.3	-1.5	1.8	2.9	-9.4	-5.6	4.0	2.3	5.4	4.1	4.9	5.0	6.6	6.2	6.1
Croatie	-1.5	-8.5	-21.1	-11.7	-8.0	5.9	6.8	5.9	6.8	0.3	-0.9	2.9	4.4	5.6	5.3	4.3	4.3	4.8
Macédoine	-	-9.7	-6.2	-6.6	-7.5	-1.8	-1.1	1.2	1.4	3.4	4.3	4.5	-4.5	0.9	2.8	4.1	3.8	4.0
Roumanie	-5.8	-7.4	-12.9	-8.8	1.5	4.0	7.2	4.0	-6.1	-4.8	-1.2	2.1	5.7	5.2	5.2	8.4	4.1	7.6
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE																		
Estonie	-1.1	-3.6	-8.0	-21.2	-5.7	-1.6	4.5	4.4	11.1	4.4	0.3	7.9	7.7	8.0	7.1	8.1	10.5	11.4
Lettonie	3.0	4.0	-12.6	-32.1	-5.0	2.2	-0.9	3.8	8.3	4.7	3.3	6.9	8.0	6.5	7.2	8.7	10.6	11.9
Lituanie	3.0	-2.3	-5.7	-21.3	-16.2	-9.8	3.3	4.7	7.0	7.3	-1.7	3.9	6.6	6.9	10.3	7.3	7.6	7.5
Russie	3.0	-2.0	-5.0	-14.5	-8.7	-12.6	-4.1	-3.6	1.4	-5.3	6.4	10.0	5.1	4.7	7.3	7.1	6.4	6.7
Moldavie	8.8	-1.5	-17.5	-29.1	-1.2	-30.9	-1.4	-5.9	1.6	-6.5	-3.4	2.1	6.1	7.8	6.6	7.3	7.1	4.0
Ukraine	4.1	-3.6	-8.4	-9.7	-14.2	-22.9	-12.2	-10.0	-3.0	-1.9	-0.2	5.9	9.2	5.2	9.4	12.1	3.0	6.8
Arménie	14.2	-7.2	-11.7	-41.8	-8.8	5.4	6.9	5.9	3.3	7.3	3.3	5.9	5.9	9.6	13.2	13.9	10.1	14.0
Azerbaïdjan	-4.4	-11.7	-0.7	-22.6	-23.1	-19.7	-11.8	0.8	6.0	10.0	11.0	6.2	6.2	6.5	8.1	10.4	10.2	26.4
Belarus	7.9	-3.2	-1.2	-9.6	-7.6	-11.7	-10.4	2.8	11.4	8.4	3.4	5.8	4.7	5.0	7.0	11.4	9.4	9.9
Kazakhstan	-0.4	-0.4	-11.0	-5.3	-9.2	-12.6	-8.2	0.5	1.7	-1.9	2.7	9.8	13.5	9.8	9.3	9.6	9.5	10.6

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Banque Mondiale pour la Reconstruction et le Développement (BERD) 2007 - Calculs personnels

Annexe 2.5 : Taux de chômage dans les pays en transition (en % de la population active))

Pays	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
EUROPE CENTRALE																		
Pologne	6.3	6.5	12.2	14.3	16.4	16.0	14.9	13.2	10.1	11.0	15.1	16.6	19.1	20.2	19.7	18.2	16.9	12.2
Hongrie	0.5	1.4	8.2	9.3	11.9	10.7	10.2	9.9	8.7	7.8	7.0	6.4	5.7	5.8	5.9	6.3	7.3	7.5
Rép. Tchèque	-	0.7	4.1	2.6	4.3	4.3	4.0	3.9	4.8	6.5	9.1	8.3	8.0	7.5	8.3	8.4	7.9	6.7
Slovaquie	-	1.2	9.5	10.4	14.4	14.6	13.1	10.9	11.8	12.5	17.1	18.0	18.7	17.9	17.4	17.1	15.3	-
Slovénie	-	-	7.3	8.3	9.1	9.1	7.4	7.3	7.8	7.8	7.7	6.6	7.0	6.5	6.7	6.5	7.2	6.0
EUROPE BALKANIQUE																		
Albanie	-	9.5	8.3	24.4	18.6	16.0	10.2	12.4	14.9	17.8	18.4	16.8	14.5	15.8	15.0	14.5	14.7	13.8
Bulgarie	-	1.6	10.5	15.0	16.3	18.6	13.7	13.0	14.5	16.0	17.0	16.4	19.5	16.8	13.7	12.0	10.1	8.9
Croatie	11.4	18.2	13.2	13.2	14.8	14.5	14.5	10.0	9.9	11.4	13.5	15.7	16.4	14.5	14.4	13.8	12.3	11.7
Macédoine	-	-	-	27.8	28.3	31.4	37.7	31.9	36.0	34.5	32.4	32.1	30.5	31.9	36.7	37.2	37.3	35.9
Roumanie	-	3.0	3.0	8.2	10.4	10.9	9.5	6.6	6.0	6.3	6.8	7.1	6.6	8.4	7.0	6.3	5.9	5.2
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE																		
Estonie	-	0.6	1.5	3.7	6.6	7.6	9.7	10.0	9.6	9.8	12.2	13.6	12.6	10.3	10.0	9.6	7.9	6.4
Lettonie	-	-	2.3	3.9	8.7	16.7	18.1	20.6	15.1	14.1	14.3	14.4	13.1	12.4	10.6	10.4	8.7	4.4
Lituanie	-	0.3	3.5	1.3	4.4	3.8	17.5	16.4	14.1	13.2	14.6	16.4	17.4	13.8	12.4	11.4	8.3	5.6
Russie	-	0.1	0.8	5.3	6.0	7.7	9.2	9.3	10.8	11.9	12.9	10.2	8.7	9.0	8.7	7.6	7.7	6.9
Moldavie	-	-	0.7	0.7	1.1	1.0	1.5	1.5	1.9	10.1	11.1	8.5	7.3	6.8	7.9	8.0	6.4	7.3
Ukraine	-	0.0	0.0	0.2	0.3	0.3	0.3	1.3	2.3	3.7	4.3	4.2	3.7	3.8	3.6	3.5	3.1	2.7
Arménie	-	-	-	3.5	6.3	6.6	6.7	9.3	10.8	9.4	11.2	11.7	10.4	10.8	10.1	9.4	7.4	7.4
Azerbaïdjan	-	-	-	15.4	0.5	0.6	0.7	0.8	1.0	1.1	1.1	1.1	1.3	1.3	1.4	1.5	1.4	-
Belarus	-	-	-	0.5	1.4	2.1	2.7	3.9	2.8	2.3	2.1	2.1	2.3	3.0	3.1	1.9	-	-
Kazakhstan	-	-	-	0.4	0.5	8.0	10.1	7.6	6.5	13.1	13.5	12.8	10.4	9.3	8.8	8.4	8.1	7.9

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Banque Mondiale pour la Reconstruction et le Développement (BERD) 2007

Annexe 2.6 : Taux d'appréciation ou de dévaluation (ou dépréciation) du taux de change réel dans les pays en transition (en %)

Pays	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
EUROPE CENTRALE																		
Pologne	4.4	293.5	-76.5	-32.0	2.0	1.8	-12.1	-18.7	0.1	8.8	-9.5	12.8	-6.2	-6.2	-4.0	-1.1	-20.8	10.4
Hongrie	1.7	6.7	-19.7	-4.4	-6.9	0.8	-5.1	1.0	-1.5	6.8	-4.3	7.1	6.2	-7.7	-22.1	-9.7	-16.6	18.3
Rép. Tchèque	-	-	-	-5.7	-29.5	-4.6	-12.6	-10.7	-2.8	19.5	-20.9	20.6	4.6	-5.8	-17.0	-13.0	-13.0	11.6
Slovaquie	-	-	-	-6.3	-33.6	7.4	-14.8	-11.6	4.9	5.2	1.0	5.8	3.5	-2.0	-18.8	-22.5	-17.4	12.9
Slovénie	-	-	-	-	-17.6	3.5	-18.7	-9.7	5.3	12.9	-10.4	17.6	9.8	4.7	-16.7	-17.0	-7.8	15.9
EUROPE BALKANIQUE																		
Albanie	-	-	-	160.6	24.8	-43.1	-18.9	-6.0	-0.1	11.2	-20.7	-2.2	9.1	-4.5	-7.7	-18.9	-12.7	12.9
Bulgarie	-4.1	-1.5	194.7	82.5	-39.5	-20.5	5.6	-32.1	220.2	-67.8	-19.3	15.8	1.2	1.1	-18.5	-17.8	-10.5	13.7
Croatie	-	-	-	-	-	-47.1	-57.5	-6.6	2.8	11.8	-5.4	20.9	4.7	0.6	-14.6	-12.5	-8.8	10.6
Macédoine	-	-	-	-	-	-15.5	-58.6	-17.4	9.7	33.5	-4.9	19.8	7.4	1.6	-15.5	-15.4	-6.5	18.9
Roumanie	-	-	-	442.1	-19.4	-19.6	-40.0	13.4	16.0	-20.1	-12.9	16.8	0.8	-6.8	-12.1	-13.7	-18.2	1.4
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE																		
Estonie	-	-	-	-	-	-41.7	-38.0	-26.1	-9.2	6.6	-12.2	14.8	7.4	2.3	-17.2	-16.2	-7.9	14.5
Lettonie	-	-	-	-	-	-64.9	-30.5	-19.4	-9.4	0.1	-6.4	2.3	5.9	4.4	-7.2	-9.5	-7.8	11.3
Lituanie	-	-	-	-	-	-79.2	-38.9	-26.4	-17.4	-6.0	-3.4	1.4	2.4	1.5	-16.2	-13.7	-6.9	15.6
Russie	-	-	-	-	-	-68.3	-28.3	-54.8	-16.5	-4.4	175.6	-28.1	-10.7	-9.4	-7.5	-16.6	-12.8	-4.8
Moldavie	-	-	-	-	-	-29.6	-79.5	-1.4	-13.4	-8.7	68.4	2.2	-15.9	-1.0	1.9	-12.5	-14.0	-5.9
Ukraine	-	-	-	-	-	-57.9	-14.5	-62.9	-39.9	-11.3	65.7	26.8	-16.0	-10.5	1.5	-2.8	-6.3	-13.3
Arménie	-	-	-	-	-	94.1	-89.6	-63.1	-6.1	2.2	-1.4	1.9	9.9	1.4	4.7	-5.5	-17.6	-4.8
Azerbaïdjan	-	-	-	-	-	-79.7	106.1	-78.7	-20.8	-6.3	2.4	25.7	5.8	6.0	1.2	0.7	-4.2	-13.2
Belarus	-	-	-	-	-	271.8	-33.0	-86.2	-9.2	23.8	102.6	-21.6	41.9	-14.6	-13.4	-10.6	-12.5	-7.1
Kazakhstan	-	-	-	-	-	-55.5	-55.4	-56.1	-15.2	-10.2	5.1	55.6	-4.5	-1.4	-1.2	-10.4	-13.4	-0.9

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Banque Mondiale pour la Reconstruction et le Développement (BERD) 2007 - Calculs personnels

Annexe 2.7 : Balance commerciale dans les pays en transition (en % du PIB)

Pays	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
EUROPE CENTRALE																		
Pologne	4.2	7.1	-1.9	1.5	1.0	2.1	2.2	-1.4	-3.9	-4.8	-5.9	-6.4	-3.7	-3.4	-2.6	-2.0	-0.3	-0.8
Hongrie	3.3	2.6	-1.0	-0.3	-8.2	-6.5	0.0	0.5	1.0	-1.4	-2.7	-3.6	-1.2	-2.0	-3.9	-3.2	-1.5	0.9
Rép. Tchèque	-	2.6	7.0	0.9	0.8	-2.7	-4.3	-5.8	-5.2	-1.1	-1.2	-3.0	-2.5	-2.1	-2.3	-0.6	1.9	1.8
Slovaquie	-3.3	-9.0	-3.0	-3.9	-4.3	5.6	2.2	-10.6	-9.5	-10.8	-4.4	-2.5	-8.1	-7.2	-1.9	-2.7	-5.1	-4.6
Slovénie	-	12.2	9.3	7.0	1.1	2.2	-1.8	-0.9	-0.7	-1.4	-4.2	-3.5	-0.7	1.4	-0.1	-1.2	-0.5	-0.7
EUROPE BALKANIQUE																		
Albanie	-	-	-	-	-	-	-19.6	-20.8	-24.4	-23.8	-16.4	-20.2	-20.6	-24.7	-24.7	-22.4	-24.6	-
Bulgarie	-1.7	-3.6	4.3	-5.8	-7.6	-0.6	-1.6	5.4	4.6	0.2	-5.8	-5.4	-7.6	-8.4	-10.8	-11.5	-16.2	-19.0
Croatie	-	-	-8.5	5.5	-1.2	-0.1	-10.9	-9.5	-15.7	-9.6	-8.4	-5.1	-6.0	-11.0	-10.8	-8.9	-8.4	-8.9
Macédoine	-	-	-	-	-7.9	-10.2	-9.8	-10.3	-13.5	-14.9	-10.0	-14.9	-13.9	-20.1	-17.0	-20.2	-	-
Roumanie	2.7	-9.5	-3.9	-8.4	-5.0	-2.1	-5.6	-8.4	-7.1	-8.0	-4.8	-5.6	-7.8	-5.7	-7.5	-9.1	-10.3	-12.1
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE																		
Estonie	-	-	-	5.9	-4.1	-10.4	-7.6	-11.0	-10.9	-9.8	-4.6	-3.6	-2.5	-7.4	-7.8	-8.2	-6.1	-9.7
Lettonie	-	-1.3	9.8	6.9	14.7	1.9	-2.4	-7.2	-7.5	-12.0	-9.2	-7.0	-9.5	-9.7	-12.6	-15.6	-14.4	-20.2
Lituanie	-	-8.6	8.6	3.4	-7.8	-6.0	-11.0	-9.5	-10.3	-11.5	-10.1	-6.3	-5.5	-5.7	-5.8	-7.1	-7.0	-10.2
Russie	0.9	0.2	0.3	14.1	7.7	4.6	3.4	4.2	2.2	6.7	17.0	20.0	12.7	10.8	11.3	12.2	13.6	12.7
Moldavie	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Ukraine	-0.1	-1.1	2.2	2.0	-0.3	-3.2	-3.1	-2.6	-3.1	-2.3	5.5	5.0	1.6	4.4	2.6	7.7	0.8	-2.9
Arménie	-	-	-	-	-	-33.8	-32.7	-38.0	-33.8	-29.0	-27.2	-20.7	-17.2	-17.9	-14.7	-13.2	-14.4	-
Azerbaïdjan	-	-	-	-	-	-	-20.9	-31.0	-24.0	-31.8	-13.9	1.8	4.2	-7.3	-23.5	-23.9	10.0	26.4
Belarus	-	2.3	3.4	1.4	-15.7	-12.8	-4.4	-4.1	-5.8	-4.9	-2.4	-3.5	-4.5	-3.5	-3.9	-6.4	0.7	-4.3
Kazakhstan	-	-	-	-	-9.2	-9.4	-4.4	-0.8	-2.6	-4.7	2.3	7.5	-1.1	-0.1	5.5	8.6	8.7	10.8

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Banque Mondiale pour la Reconstruction et le Développement (BERD) 2007 - Calculs personnels

Annexe 2.8 : Compte courant dans les pays en transition de (en % du PIB)

Pays	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
EUROPE CENTRALE																		
Pologne	-2.2	1.1	-1.7	-1.8	-3.1	1.0	0.6	-2.1	-3.7	-4.0	-7.4	-5.8	-2.8	-2.5	-2.1	-4.2	-1.7	-2.3
Hongrie	-4.6	0.4	0.8	0.9	-9.0	-9.4	-3.7	-4.0	-4.5	-7.2	-7.8	-8.5	-6.1	-7.1	-8.5	-8.6	-7.4	-5.8
Rép. Tchèque	-	-	-	-	1.3	-1.9	-2.5	-6.6	-6.2	-2.0	-2.4	-4.8	-5.3	-5.5	-6.2	-6.0	-2.1	-4.2
Slovaquie	-	-	-	-	-4.5	4.3	2.0	-10.1	-9.2	-9.3	-5.3	-3.4	-8.3	-7.8	-0.8	-3.6	-8.6	-7.0
Slovénie	-	-	1.0	7.4	1.5	4.0	-0.4	0.3	0.3	-0.6	-3.2	-2.8	0.2	1.1	-0.8	-2.7	-2.0	-2.5
EUROPE BALKANIQUE																		
Albanie	-	-	-	-	-29.1	-14.3	-7.1	-7.3	-11.5	-6.7	-7.6	-7.4	-6.3	-9.7	-8.0	-4.7	-6.6	-7.4
Bulgarie	-1.6	-8.2	-1.0	-4.2	-10.1	-0.3	-1.5	1.7	10.0	-0.5	-5.0	-5.6	-7.2	-5.3	-9.3	-5.9	-11.5	-14.8
Croatie	-	-	-3.8	3.4	6.2	4.8	-7.5	-4.8	-12.5	-6.7	-6.6	-2.5	-3.5	-7.1	-6.5	-5.1	-6.6	-8.1
Macédoine	-	-	-	-0.8	-3.3	-7.8	-6.7	-7.7	-7.7	-7.5	-0.9	-1.9	-7.1	-9.5	-3.2	-7.8	-1.4	-0.4
Roumanie	6.1	-9.6	-3.5	-8.0	-4.5	-1.4	-5.0	-7.3	-6.1	-6.9	-3.6	-3.6	-5.8	-3.4	-5.8	-8.4	-10.2	-11.3
ANCIENNE UNION SOVIETIQUE																		
Estonie	-	-	-	3.3	1.3	-6.9	-4.2	-8.6	-11.4	-8.6	-4.4	-5.2	-5.5	-9.8	-11.6	-12.3	-10.3	-14.9
Lettonie	-	-	-	3.9	17.3	5.0	-0.3	-4.9	-5.5	-9.7	-9.0	-4.8	-7.5	-6.7	-8.2	-12.8	-12.3	-21.1
Lituanie	-	-	-	-	-3.2	-2.2	-9.6	-9.0	-10.0	-11.7	-11.0	-5.9	-4.7	-5.2	-6.9	-7.7	-7.0	-9.0
Russie	0.0	-10.7	11.2	4.8	4.3	2.8	2.2	2.8	0.0	0.1	12.6	18.0	11.1	8.4	8.3	10.1	9.1	9.7
Moldavie	-	-	-	-3.0	-14.5	-8.4	-8.0	-11.1	-14.2	-19.7	-5.8	-7.6	-1.7	-4.0	-6.6	-2.2	-8.1	-11.9
Ukraine	-	-	-	-	-	-3.2	-3.1	-2.7	-2.7	-3.1	5.2	4.7	3.7	7.5	5.8	14.8	2.9	-1.5
Arménie	-	-	-	-	-14.3	-16.0	-17.0	-18.2	-18.0	-22.1	-16.6	-14.6	-9.4	-6.2	-6.7	-4.5	-4.2	-4.5
Azerbaïdjan	-	-	-	-	-10.2	-10.3	-13.2	-25.8	-23.1	-30.7	-13.1	-3.5	-0.9	-12.3	-27.8	-29.8	1.3	18.8
Belarus	-	-	-	-	-11.9	-9.1	-4.3	-3.6	-6.1	-6.7	-1.6	-3.2	-3.3	-2.2	-2.4	-5.2	1.7	-4.1
Kazakhstan	-	-	-	-25.0	-7.8	-7.6	-1.3	-3.6	-3.6	-5.5	-1.4	2.0	-6.3	-4.2	-0.9	0.8	-1.3	1.0

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Banque Mondiale pour la Reconstruction et le Développement (BERD) 2007 - Calculs personnels

Annexes du chapitre 3

Annexe 3.1 : Episodes de désinflation et déterminants du ratio de sacrifice – Amérique latine

Pays	Niveau initial d'inflation (en %)	Variation de l'inflation (en %)	Durée de la désinflation (années)	Vitesse de désinflation (en %)	Degré d'ouverture (en % du PIB)
Argentine					
1976-1981	362.663	-254.642	6	-42.440	8.025
1984-1987	617.751	-477.714	4	-119.429	6.232
1990-2000	4353.929	-4355.030	11	-395.912	9.897
Bolivie					
1974-1976	43.028	-37.148	3	-12.383	24.614
1985-1988	6346.867	-6331.862	4	-1582.966	22.387
Brésil					
1985-1986	217.614	-44.068	2	-22.034	6.701
1990-1992	2517.815	-1662.651	3	-554.217	8.524
1993-1998	2039.187	-2035.508	6	-339.251	8.892
Chili					
1964-1967	42.153	-21.149	4	-5.287	39.392
1974-1977	504.991	-402.031	4	-100.508	22.595
1978-1982	44.018	-28.150	5	-5.630	25.005
Costa Rica					
1982-1985	70.687	-57.123	4	-14.281	36.349
Rép. Dominicaine					
1990-1993	51.976	-46.704	4	-11.676	41.921
Equateur					
1989-1991	69.095	-20.279	3	-6.760	29.418
1992-1995	52.916	-29.211	4	-7.303	27.249
2000-2004	74.599	-67.015	5	-13.403	30.269
Mexique					
1983-1985	88.719	-26.453	3	-8.818	9.791
1987-1993	129.510	-119.268	7	-17.038	18.488
Nicaragua					
1990-1995	9963.504	-9952.850	6	-1658.808	44.100
Pérou					
1985-1987	131.710	-21.360	3	-7.120	14.409
1990-2002	4512.398	-4511.471	3	-1503.824	16.929
Uruguay					
1968-1970	98.716	-81.271	3	-27.090	12.510
1973-1978	88.931	-37.400	6	-6.233	18.452
1979-1982	63.408	-34.824	4	-8.706	19.308
1990-2001	107.211	-102.658	12	-8.555	19.657
Vénézuela					
1989-1992	62.204	-29.649	4	-7.412	24.399
1996-2001	79.435	-65.268	6	-10.878	20.445
Moyenne	1212.409	-1142.695	5	-240.665	20.961

1) Le niveau initial d'inflation est l'inflation tendancielle au début de l'épisode de désinflation

2) La vitesse de désinflation est le rapport entre la variation totale de l'inflation durant l'épisode de désinflation et la durée de la désinflation

3) Le degré d'ouverture d'un épisode correspond à la moyenne des ratios importations/PIB durant l'épisode de désinflation

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Calculs personnels

Annexe 3.1 : Episodes de désinflation et déterminants du ratio de sacrifice – Amérique latine
(suite)

Pays	Taux de change réel (en %)	Réformes commerciales	Réformes fiscales	Ancrage nominal du taux de change
Argentine				
1976-1981	-47.9%	0.702	0.417	1
1984-1987	-32.4%	0.724	0.453	1
1990-2000	-41.3%	0.912	0.573	1
Bolivie				
1974-1976	2.3%	0.793	0.330	0
1985-1988	-67.9%	0.910	0.561	0
Brésil				
1985-1986	-41.5%	0.489	0.463	1
1990-1992	34.1%	0.822	0.656	0
1993-1998	-75.1%	0.924	0.669	1
Chili				
1964-1967	111.7%	-	-	0
1974-1977	-39.5%	0.744	0.332	0
1978-1982	7.4%	0.970	0.499	1
Costa Rica				
1982-1985	-12.9%	0.514	0.345	0
Rép. Dominicaine				
1990-1993	-22.9%	0.448	0.355	0
Equateur				
1989-1991	-2.6%	0.775	0.521	1
1992-1995	-24.2%	0.954	0.548	1
2000-2004	-36.1%	-	-	1
Mexique				
1983-1985	6.8%	0.782	0.372	0
1987-1993	-64.7%	0.944	0.452	1
Nicaragua				
1990-1995	-71.2%	-	-	1
Pérou				
1985-1987	-24.4%	0.564	0.336	1
1990-2002	-63.6%	0.842	0.503	0
Uruguay				
1968-1970	-21.3%	0.000	0.249	1
1973-1978	0.6%	0.035	0.628	1
1979-1982	102.3%	0.575	0.695	1
1990-2001	-40.9%	0.912	0.757	1
Vénézuéla				
1989-1992	-15.9%	0.874	0.132	1
1996-2001	-45.1%	-	-	1
Moyenne	-19.5%	0.705	0.472	-

1) Le variation du change réel d'un épisode de désinflation est définie comme le glissement taux de change réel entre la fin et le début de l'épisode

2) Un indice de réformes commerciales ou fiscales d'un épisode de désinflation est la moyenne des indices durant l'épisode

3) Ancrage nominal du taux de change : variable dummy égale à 1. Ancrage nominal de la monnaie: variable dummy égale à 0.

Sources: Morley et al. (1999) - IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Calculs personnels

Annexe 3.2 : Episodes de désinflation et déterminants du ratio de sacrifice – Europe centrale et orientale

Pays	Niveau initial d'inflation (en %)	Variation de l'inflation (en %)	Durée de la désinflation (années)	Vitesse de désinflation (en %)	Degré d'ouverture (en % du PIB)
Pologne					
1990-2000	510.524	-510.524	7	-72.932	22.481
Rép. Tchèque					
1991-1997	51.000	-42.741	6	-7.124	54.262
Slovaquie					
1991-1997	61.000	-54.746	7	-7.821	59.845
Slovénie					
1990-1998	160.980	-153.953	8	-19.244	54.789
Albanie					
1992-1996	250.000	-234.846	5	-46.969	33.617
Bulgarie					
1991-1995	230.148	-158.618	5	-31.724	45.978
1997-2003	677.007	-672.398	3	-224.133	50.281
Croatie					
1993-1996	7097.071	-7092.978	4	-1773.244	48.355
Macédoine					
1994-1997	100.489	-98.871	4	-24.718	47.048
Roumanie					
1993-1995	228.211	-179.348	3	-59.783	29.389
1997-2003	107.644	-95.627	8	-11.953	38.458
Estonie					
1992-1999	636.524	-632.550	8	-79.069	78.446
Lettonie					
1992-2000	274.808	-272.403	9	-30.267	49.970
Lituanie					
1992-2000	847.222	-846.478	9	-94.053	61.564
Russie					
1992-1997	1500.000	-1482.806	6	-247.134	28.704
1999-2004	62.854	-50.803	6	-8.467	24.135
Ukraine					
1994-1999	2830.716	-2816.763	5	-563.353	38.988
Arménie					
1994-1999	14796.416	-14796.359	6	-2466.060	58.699
Azerbaïdjan					
1994-1999	1343.573	-1347.657	6	-224.609	33.266
Bélarus					
1994-1997	1978.154	-1925.571	7	-275.082	63.560
1999-2005	224.087	-213.127	4	-53.282	67.488
Kazakhstan					
1994-1998	2188.917	-2181.370	5	-436.274	39.875
Moyenne	1643.516	-1630.024	6	-307.150	46.782

1) Le niveau initial d'inflation est l'inflation tendancielle au début de l'épisode de désinflation

2) La vitesse de désinflation est le rapport entre la variation totale de l'inflation durant l'épisode de désinflation et la durée de la désinflation

3) Le degré d'ouverture d'un épisode correspond à la moyenne des ratios importations/PIB durant l'épisode de désinflation

Sources: IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Calculs personnels

Annexe 3.2 : Episodes de désinflation et déterminants du ratio de sacrifice – Europe centrale et orientale (suite)

Pays	Taux de change réel (en %)	Degré de libéralisation	Ancrage nominal du taux de change
Pologne			
1990-2000	-49.4%	4.14	1
République Tchèque			
1991-1997	-49.0%	3.61	1
Slovaquie			
1991-1997	-31.1%	3.47	1
Slovénie			
1990-1998	-4.8%	4.15	0
Albanie			
1992-1996	-61.8%	2.30	0
Bulgarie			
1991-1995	-65.5%	2.90	0
1997-2003	-6.6%	2.90	1
Croatie			
1993-1996	-59.2%	3.98	1
Macédoine			
1994-1997	21.0%	3.92	1
Roumanie			
1993-1995	-31.9%	2.29	0
1997-2003	-40.6%	2.29	0
Estonie			
1992-1999	-73.9%	2.93	1
Lettonie			
1992-2000	-81.9%	2.45	1
Lituanie			
1992-2000	-92.7%	2.72	1
Russie			
1992-1997	-91.8%	1.92	1
1999-2004*	-45.6%	1.92	-
Ukraine			
1994-1999	-67.2%	0.80	1
Arménie			
1994-1999	-64.4%	1.44	1
Azerbaïdjan			
1994-1999	-79.6%	1.03	1
Bélarus			
1994-1997	-84.5%	1.07	1
1999-2005	-23.6%	1.07	1
Kazakhstan			
1994-1998	-64.9%	1.31	1
Moyenne	-52.2%	2.482	-

* Désinflation sans ancrage nominal spécifique signalé

1) La variation du change réel d'un épisode de désinflation est définie comme le glissement du taux de change réel entre la fin et le début de l'épisode

2) Le degré de libéralisation d'un épisode est l'indice cumulé durant cinq premières années de transition

3) Ancrage nominal du taux de change : variable dummy égale à 1. Ancrage nominal de la monnaie: variable dummy égale à 0.

Sources: De Melo et al. (1996) - IFS 2007 - Banque Mondiale 2007 - Calculs personnels

Annexes du chapitre 5

Annexe 5.1 : Sources et présentation des variables choisies

Les séries de données utilisées dans ce chapitre proviennent de la base de données du Fond Monétaire International – IFS 2007 . Elles sont définies de façon suivante :

- Le produit, noté y_t est le logarithme naturel du Produit Intérieur Brut (base 100 = 2000). Par conséquent, en différentiel, le taux de croissance du produit sera : $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.
- Le taux d'inflation, noté π_t , est le différentiel du logarithme naturel de l'indice des prix à la consommation, noté p_t (base 100 = 2000), soit : $\pi_t = p_t - p_{t-1}$.
- Le taux de croissance de la masse monétaire, noté Δm_t , est le différentiel du logarithme naturel de la masse monétaire ou l'agrégat monétaire M2 (en millions ou billions de monnaie locale), noté m_t : $\Delta m_t = m_t - m_{t-1}$. Selon la méthodologie de la base de données du FMI, l'agrégat M2 sera assimilée à la somme des séries Monnaie et Quasi Monnaie.
- Le taux de dévaluation, noté Δe_t , est défini comme le glissement annuel du taux de change nominal, noté e_t , c'est-à-dire le nombre d'unités de monnaie locale par rapport à un dollar américain : $\Delta e_t = \frac{e_t}{e_{t-1}} - 1$

Annexe 5.2 : Tests univariés de racine unitaire – Résultats

Pays	Nombre d'observations	Variables	Tests de racine unitaire en niveau		Tests de racine unitaire en différence première		Ordre d'intégration	Valeur critique
			ADF	PP	ADF	PP		
Argentine 1960-2005	45	y	-1.58	-1.34	-3.62***	-5.27***	I(1)	-3.59 (1%)
		π	-2.08	-2.64*	-5.67***	-5.08***	I(1)	-2.93 (5%)
		Δm	-1.87	-2.48	-5.18	-4.93	I(1)	-2.60 (10%)
		Δe	-3.73***	-6.48***	-6.09	-12.92	I(0)	
Bolivie 1964-2005	41	y	0.16	-0.18	-2.97	-4.86	I(1)	-3.61 (1%)
		π	-2.64*	-2.97**	-4.37	-6.07	I(0)	-2.94 (5%)
		Δm	-2.49	-2.99**	-3.92	-6.83	I(0)	-2.61 (10%)
		Δe	-3.42**	-5.98***	-5.66	-11.94	I(0)	
Brésil 1970-2005	35	y	-2.21	-0.60	-3.65**	-3.80***	I(1)	-3.73 (1%)
		π	-1.20	-1.57	-3.37**	-4.53***	I(1)	-2.99 (5%)
		Δm	-1.63	-1.92	-4.64***	-5.65***	I(1)	-2.63 (10%)
		Δe	-2.86*	-2.98*	-3.09	-5.70	I(0)	
Chili 1962-2005	43	y	0.51	0.54	-2.97**	-4.88***	I(1)	-3.59 (1%)
		π	-2.13	-2.20	-3.98***	-3.76***	I(1)	-2.93 (5%)
		Δm	-1.96	-2.32	-3.11**	-9.46***	I(1)	-2.60 (10%)
		Δe	-2.91*	-5.88***	-5.01	-13.87	I(0)	
Costa Rica 1960-2005	45	y	-1.04	-1.04	-3.06**	-4.76***	I(1)	-3.59 (1%)
		π	-2.74*	-3.21***	-4.83	-6.29	I(0)	-2.93 (5%)
		Δm	-2.68*	-6.43***	-5.75	-17.19	I(0)	-2.60 (10%)
		Δe	-4.00***	-6.85***	-6.61	-13.31	I(0)	
Rép. Dominicaine 1962-2005	43	y	-0.48	-0.60	-3.32**	-6.11***	I(1)	-3.60 (1%)
		π	-2.23	-3.79***	-4.67	-7.05	I(0)	-2.94 (5%)
		Δm	-2.16	-6.27***	-4.71	-17.22	I(0)	-2.60 (10%)
		Δe	-2.75*	-6.68***	-5.13	-15.53	I(0)	
Equateur 1965-2005	40	y	-2.13	-2.26	-2.26	-4.55***	I(1)	-3.61 (1%)
		π	-2.10	-2.30	-4.00***	-5.78***	I(1)	-2.94 (5%)
		Δm	-2.78*	-5.44***	-5.47	-11.11	I(0)	-2.61 (10%)
		Δe	-2.44	-3.83***	-5.15	-8.61	I(0)	
Mexique 1960-2005	45	y	0.41	0.7	-3.74***	-5.56***	I(1)	-3.59 (1%)
		π	-1.57	-2.03	-4.41***	-6.14***	I(1)	-2.93 (5%)
		Δm	-1.64	-4.87***	-6.1	-16.29	I(0)	-2.60 (10%)
		Δe	-2.69*	-4.46***	-6.62	-9.74	I(0)	
Nicaragua 197à-2005	35	y	-1.32	-1.11	-4.36***	-4.35***	I(1)	-3.65 (1%)
		π	-2.3	-1.86	-2.35	-4.84***	I(1)	-2.96 (5%)
		Δm	-2.22	-2.09	-2.66*	-5.82***	I(1)	-2.62 (10%)
		Δe	-3.2	-5.73	-5.08	-11.28	I(0)	
Pérou 1960-2005	45	y	-1.12	-1.57	-3.79***	-4.22***	I(1)	-3.59 (1%)
		π	-2.37	-2.56	-4.99***	-4.67***	I(1)	-2.93 (5%)
		Δm	-2.64*	-2.70*	-4.99***	-5.97***	I(1)	-2.60 (10%)
		Δe	-3.37**	-6.05***	-5.56	-12.82	I(0)	

ADF : Test de Dickey-Fuller Augmenté (sans tendance déterministe) ; PP : Test de Phillips-Perron (sans tendance déterministe)

Le nombre de retards dans les tests de Dickey-Fuller Augmenté est fixé à 2 pour les données annuelles

Le nombre de périodes dans les tests de Phillips-Perron est fixé à 2 pour les données annuelles

(*), (**) et (***) indiquent que l'hypothèse de l'existence d'une racine unitaire est rejetée respectivement à 10%, 5% et 1%

Annexe 5.2 : Tests univariés de racine unitaire - Résultats (suite)

Pays	Nombre d'observations	Variables	Tests de racine unitaire en niveau		Tests de racine unitaire en différence première		Ordre d'intégration	Valeur critique
			ADF	PP	ADF	PP		
Uruguay 1960-2005	45	y	-0.64	-0.4	-4.50***	-4.33***	I(1)	
		π	-2.48	-2.41	-5.69***	-6.05***	I(1)	-3.59 (1%)
		Δm	-1.61	-2.73*	-5.64***	-10.71***	I(1)	-2.93 (5%)
		Δe	-3.71***	-5.09***	-5.24	-10.17	I(0)	-2.60 (10%)
Vénézuéla 1960-2005	45	y	-1.46	-0.78	-3.92***	-5.38***	I(1)	
		π	-2.08	-2.13	-4.48***	-7.92***	I(1)	-3.59 (1%)
		Δm	-1.78	-3.15**	-3.91	-8.34	I(0)	-2.93 (5%)
		Δe	-2.54	-5.93***	-5.49	-14.34	I(0)	-2.60 (10%)

ADF : Test de Dickey-Fuller Augmenté (sans tendance déterministe) ; PP : Test de Phillips-Perron (sans tendance déterministe)

Le nombre de retards dans les tests de Dickey-Fuller Augmenté est fixé à 2 pour les données annuelles

Le nombre de périodes dans les tests de Phillips-Perron est fixé à 2 pour les données annuelles

(*), (**) et (***) indiquent que l'hypothèse de l'existence d'une racine unitaire est rejetée respectivement à 10%, 5% et 1%

Annexe 5.3 : Tests de non cointégration sans restrictions – Résultats

Pays	Hypothèse nulle	Valeur propre	Test de la trace		Test de la valeur propre maximale	
			Statistique de la trace	Valeur critique à 5%	Statistique de la valeur propre maximale	Valeur critique à 5%
Argentine	$r = 0$	0.56	73.88	39.89	34.85	23.80
	$r < \text{ou } = 1$	0.45	39.03	24.31	25.38	17.89
	$r < \text{ou } = 2^*$	0.19	13.65	12.53	8.88	11.44
	$r < \text{ou } = 3$	0.11	4.77	3.84	4.77	3.84
Bolivie	$r = 0$	0.70	76.50	39.89	45.76	23.80
	$r < \text{ou } = 1$	0.40	30.74	24.31	19.34	17.89
	$r < \text{ou } = 2^*$	0.19	11.40	12.53	7.95	11.44
	$r < \text{ou } = 3$	0.09	3.45	3.84	3.45	3.84
Brésil	$r = 0$	0.64	53.26	39.89	33.72	23.80
	$r < \text{ou } = 1$	0.30	19.54	24.31	11.71	17.89
	$r < \text{ou } = 2^*$	0.14	7.83	12.53	5.07	11.44
	$r < \text{ou } = 3$	0.08	2.76	3.84	2.76	3.84
Chili	$r = 0$	0.76	125.83	39.89	60.20	23.80
	$r < \text{ou } = 1$	0.71	65.62	24.31	52.36	17.89
	$r < \text{ou } = 2^*$	0.23	13.26	12.53	10.74	11.44
	$r < \text{ou } = 3$	0.06	2.52	3.84	2.52	3.84

r : nombre de relations de cointégration ; * : Hypothèse retenue à 5%

Annexe 5.3 : Tests de non cointégration sans restrictions – Résultats (suite)

Pays	Hypothèse nulle	Valeur propre	Test de la trace		Test de la valeur propre maximale	
			Statistique de la trace	Valeur critique à 5%	Statistique de la valeur propre maximale	Valeur critique à 5%
Costa Rica	$r = 0$	0.54	72.82	39.89	33.13	23.80
	$r < \text{ou} = 1$	0.38	39.69	24.31	20.38	17.89
	$r < \text{ou} = 2^*$	0.23	19.31	12.53	10.98	11.44
	$r < \text{ou} = 3$	0.18	8.34	3.84	8.34	3.84
Rép. Dominicaine	$r = 0$	0.58	70.75	39.89	35.47	23.80
	$r < \text{ou} = 1$	0.40	35.27	24.31	21.05	17.89
	$r < \text{ou} = 2^*$	0.20	14.23	12.53	9.21	11.44
	$r < \text{ou} = 3$	0.12	5.02	3.84	5.02	3.84
Equateur	$r = 0$	0.56	66.92	39.89	32.22	23.80
	$r < \text{ou} = 1$	0.39	34.70	24.31	19.29	17.89
	$r < \text{ou} = 2^*$	0.26	15.42	12.53	11.54	11.44
	$r < \text{ou} = 3$	0.09	3.88	3.84	3.88	3.84
Mexique	$r = 0$	0.61	75.19	39.89	40.52	23.80
	$r < \text{ou} = 1$	0.40	34.67	24.31	21.64	17.89
	$r < \text{ou} = 2^*$	0.22	13.03	12.53	10.73	11.44
	$r < \text{ou} = 3$	0.05	2.29	3.84	2.29	3.84
Nicaragua	$r = 0$	0.66	56.66	39.89	35.42	23.80
	$r < \text{ou} = 1$	0.42	21.24	24.31	17.82	17.89
	$r < \text{ou} = 2^*$	0.09	3.42	12.53	3.03	11.44
	$r < \text{ou} = 3$	0.01	0.38	3.84	0.38	3.84
Pérou	$r = 0$	0.75	98.01	39.89	60.12	23.80
	$r < \text{ou} = 1$	0.40	37.89	24.31	22.21	17.89
	$r < \text{ou} = 2^*$	0.23	15.68	12.53	11.40	11.44
	$r < \text{ou} = 3$	0.09	4.28	3.84	4.28	3.84
Uruguay	$r = 0$	0.52	51.86	39.89	31.13	23.80
	$r < \text{ou} = 1^*$	0.25	20.73	24.31	12.51	17.89
	$r < \text{ou} = 2$	0.13	8.22	12.53	5.87	11.44
	$r < \text{ou} = 3$	0.05	2.35	3.84	2.35	3.84
Vénézuéla	$r = 0$	0.54	61.04	39.89	33.38	33.38
	$r < \text{ou} = 1^*$	0.29	27.66	24.31	14.66	14.66
	$r < \text{ou} = 2$	0.22	12.99	12.53	10.74	10.74
	$r < \text{ou} = 3$	0.05	2.26	3.84	2.26	2.26

r : nombre de relations de cointégration ; * : Hypothèse retenue à 5%

Annexe 5.4 : Tests de non cointégration avec restrictions – Résultats

Pays	Nombre de RC* supposé(s)	Statistique du rapport de vraisemblance				Ordre d'intégration			
		y	π	Δm	Δe	y	π	Δm	Δe
Argentine	2	18.97 (0.00)	18.73 (0.00)	19.30 (0.00)	6.12 (0.05)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
Bolivie	2	19.37 (0.00)	3.60 (0.16)	4.75 (0.09)	2.91 (0.23)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)
Brésil	1	27.49 (0.00)	31.15 (0.00)	30.57 (0.00)	27.36 (0.00)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Chili	2	20.94 (0.00)	15.58 (0.00)	14.87 (0.00)	14.64 (0.00)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Costa Rica	2	19.28 (0.00)	4.75 (0.09)	11.28 (0.00)	1.85 (0.40)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
Rép. Dominicaine	2	16.00 (0.00)	14.38 (0.00)	14.39 (0.00)	11.75 (0.00)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Equateur	2	10.98 (0.00)	9.12 (0.01)	0.71 (0.70)	5.01 (0.08)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)
Mexique	2	23.18 (0.00)	16.53 (0.00)	16.93 (0.00)	16.19 (0.00)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Nicaragua	1	34.04 (0.00)	29.33 (0.00)	29.87 (0.00)	5.37 (0.15)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
Pérou	2	20.30 (0.00)	7.55 (0.02)	8.85 (0.01)	5.22 (0.07)	I(1)	I(1)	I(1)	I(0)
Uruguay	1	30.08 (0.00)	25.63 (0.00)	29.37 (0.00)	15.15 (0.00)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)
Vénézuéla	1	29.73 (0.00)	27.69 (0.00)	25.94 (0.00)	18.90 (0.00)	I(1)	I(1)	I(1)	I(1)

* Nombre de relations de cointégration supposées - Résultats issus des tests de la trace et de la valeur propre maximale

Les statistiques du rapport de vraisemblance (LR) suivent asymptotiquement la loi standard du Khi-Deux à degré de liberté $q=4$ (nombre de restrictions effectuées sur le vecteur cointégrant) et le nombre de relations de cointégration supposées r , soit $\chi^2(q-r)$.

La valeur critique de la distribution du Khi-Deux, à trois degré de liberté, est de 16.266 à 1%, 7.815 à 5% et 6.251 à 10%.

La valeur critique de la distribution du Khi-Deux, à deux degré de liberté, est de 13.815 à 1%, 5.991 à 5% et 4.605 à 10%.

Le chiffre entre parenthèse indique le niveau asymptotique marginal, c'est à dire la probabilité pour que la valeur de la statistique calculée soit dépassée.

Annexe 5.5 : Ordre du modèle et tests des retards

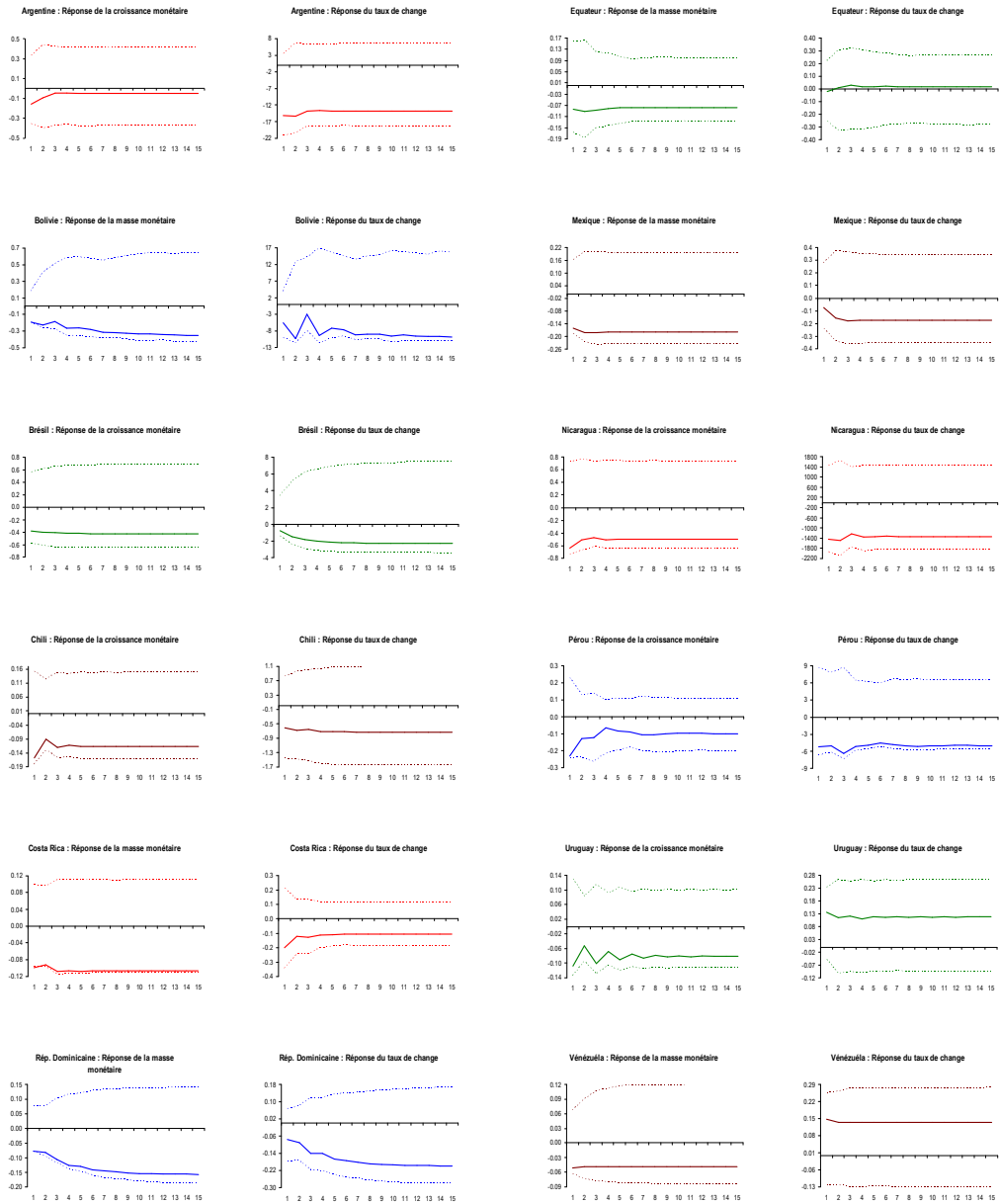
Pays	Nombre d'observations	Retards	AIC	SC	Hannan-Quinn
Argentine	44	1	6.20	7.04*	6.50*
		2	6.05	7.57	6.59
		3	6.05*	8.24	6.84
Bolivie	40	1	4.99	5.86	5.30
		2	3.62	5.17*	4.17
		3	3.21*	5.45	4.01*
Brésil	34	1	5.96*	6.15*	6.02*
		2	6.07	6.98	6.37
		3	5.07	6.72	5.62
Chili	42	1	0.11	0.95	0.41
		2	-1.23	0.29*	-0.68
		3	-1.64*	0.55	-0.85*
Costa Rica	44	1	-8.74	-7.90*	-8.44*
		2	-8.79*	-7.29	-8.24
		3	-8.47	-6.29	-7.68
Rép. Dominicaine	42	1	-7.09*	-6.16*	-6.70*
		2	-6.90	-5.38	-6.35
		3	-6.71	-4.51	-5.91
Equateur	40	1	-5.52*	-4.65*	-5.21*
		2	-5.48	-3.91	-4.93
		3	-5.49	-3.22	-4.69
Mexique	44	1	-4.97	-4.13	-4.66
		2	-6.45*	-4.95*	-5.90*
		3	-6.04	-3.86	-5.25
Nicaragua	34	1	18.45	19.38*	18.75
		2	18.99	20.65	19.53
		3	17.60*	20.00	18.38*
Pérou	44	1	3.29	4.13	3.60
		2	2.29*	3.80*	2.84*
		3	2.41	4.58	3.20
Uruguay	44	1	-5.38*	-4.54*	-5.08*
		2	-5.02	-3.50	-4.47
		3	-5.02	-2.83	-4.23
Vénézuéla	44	1	-6.15*	-5.32*	-5.84*
		2	-5.87	-4.39	-5.33
		3	-5.99	-3.84	-5.20

* : la valeur minimisant le critère d'information ; en gras : le nombre de retard(s) retenu du modèle

Annexe 5.6 : Fonctions de réponse de la masse monétaire et du taux de change au choc négatif du taux de change – Modèle VAR à quatre variables



Annexe 5.7 : Fonctions de réponse de la masse monétaire et du taux de change au choc monétaire négatif – Modèle VAR à quatre variables



Annexe 5.8 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du produit et de l'inflation
– *Modèle VAR à quatre variables (en %)*

Pays	Variable	Horizon (années)	Contribution dans la variance de l'erreur de prévision (en %)			
			Choc d'offre	Choc de demande	Choc monétaire	Choc de change
Argentine	Produit	1	95.67	4.33	0	0
		2	97.3	2.45	0.01	0.24
		4	98.72	1.12	0.03	0.13
		>15	100	0	0	0
	Inflation	1	49.74	36.04	5.45	8.77
		2	35.9	56.53	4.57	3.01
		4	31.82	64.15	2.2	1.83
		>15	29.27	68.84	0.93	0.96
Bolivie	Produit	1	93.84	6.16	0	0
		2	95.18	4.32	0.01	0.49
		4	98.03	1.55	0.02	0.4
		>15	100	0	0	0
	Inflation	1	4.47	2.31	63.81	29.41
		2	17.14	61.71	17.67	3.47
		4	45.03	49.58	4.49	0.89
		>15	60.69	33.67	3.13	2.51
Brésil	Produit	1	97.82	2.18	0	0
		2	98.96	0.94	0	0.1
		4	99.53	0.37	0.01	0.09
		>15	100	0	0	0
	Inflation	1	1.18	23.93	50.09	24.79
		2	0.62	26.95	51.49	20.94
		4	0.35	29.78	53.45	16.43
		>15	0.36	33.42	55.59	10.63
Chili	Produit	1	80.84	19.16	0	0
		2	87.92	12.01	0.07	0
		4	94.01	5.95	0.04	0
		>15	100	0	0	0
	Inflation	1	25.94	54.52	1.94	17.6
		2	22.76	65.91	1.98	9.35
		4	18.13	74.66	1.69	5.52
		>15	13.86	81.01	1.59	3.54
Costa Rica	Produit	1	85.39	14.61	0	0
		2	95.14	4.02	0.59	0.25
		4	98.24	1.32	0.3	0.14
		>15	100	0	0	0

Annexe 5.8 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du produit et de l'inflation
– *Modèle VAR à quatre variables (en %, suite)*

Pays	Variable	Horizon (années)	Contribution dans la variance de l'erreur de prévision (en %)			
			Choc d'offre	Choc de demande	Choc monétaire	Choc de change
Costa Rica	Inflation	1	44.94	3.76	4.31	46.99
		2	53.38	12.48	12.5	21.64
		4	62.86	12.5	10.04	14.59
		>15	70.37	11.86	7.41	10.36
Rép. Dominicaine	Produit	1	92.75	7.25	0	0
		2	94.35	4.03	1.07	0.55
		4	96.78	1.98	0.71	0.54
		>15	100	0	0	0
	Inflation	1	70.93	22.65	3.28	3.14
		2	70.15	25.11	1.64	3.1
		4	60.16	29.96	5.4	4.48
		>15	43.53	29.43	14.94	12.09
	Produit	1	96.99	3.01	0	0
		2	98.52	1.09	0.37	0.02
		4	99.37	0.48	0.14	0.01
		>15	100	0	0	0
Equateur	Inflation	1	0.64	21.89	0.47	76.99
		2	5.03	55.74	1.76	37.46
		4	5.37	46.33	1.23	47.07
		>15	2.08	25.39	0.46	72.08
	Produit	1	78.72	21.28	0	0
		2	93.23	6.42	0.1	0.25
		4	97.72	2.14	0.04	0.1
		>15	100	0	0	0
	Inflation	1	0.75	9.07	0.06	90.12
		2	2.21	6.49	1.12	90.18
		4	1.86	5.91	3.85	88.38
		>15	2.22	5.39	5.48	86.9
Mexique	Produit	1	99.9	0.1	0	0
		2	99.93	0.04	0.02	0.01
		4	99.97	0.02	0.01	0
		>12	100	0	0	0
	Inflation	1	8.9	9.3	72.7	9.1
		2	6.97	18.63	59.87	14.53
		4	5.73	19.97	51.69	22.62
		>15	4.91	21.27	46.87	26.94
	Produit	1	99.9	0.1	0	0
		2	99.93	0.04	0.02	0.01
		4	99.97	0.02	0.01	0
		>12	100	0	0	0
Nicaragua	Inflation	1	8.9	9.3	72.7	9.1
		2	6.97	18.63	59.87	14.53
		4	5.73	19.97	51.69	22.62
		>15	4.91	21.27	46.87	26.94
	Produit	1	99.9	0.1	0	0
		2	99.93	0.04	0.02	0.01
		4	99.97	0.02	0.01	0
		>12	100	0	0	0
	Inflation	1	8.9	9.3	72.7	9.1
		2	6.97	18.63	59.87	14.53
		4	5.73	19.97	51.69	22.62
		>15	4.91	21.27	46.87	26.94

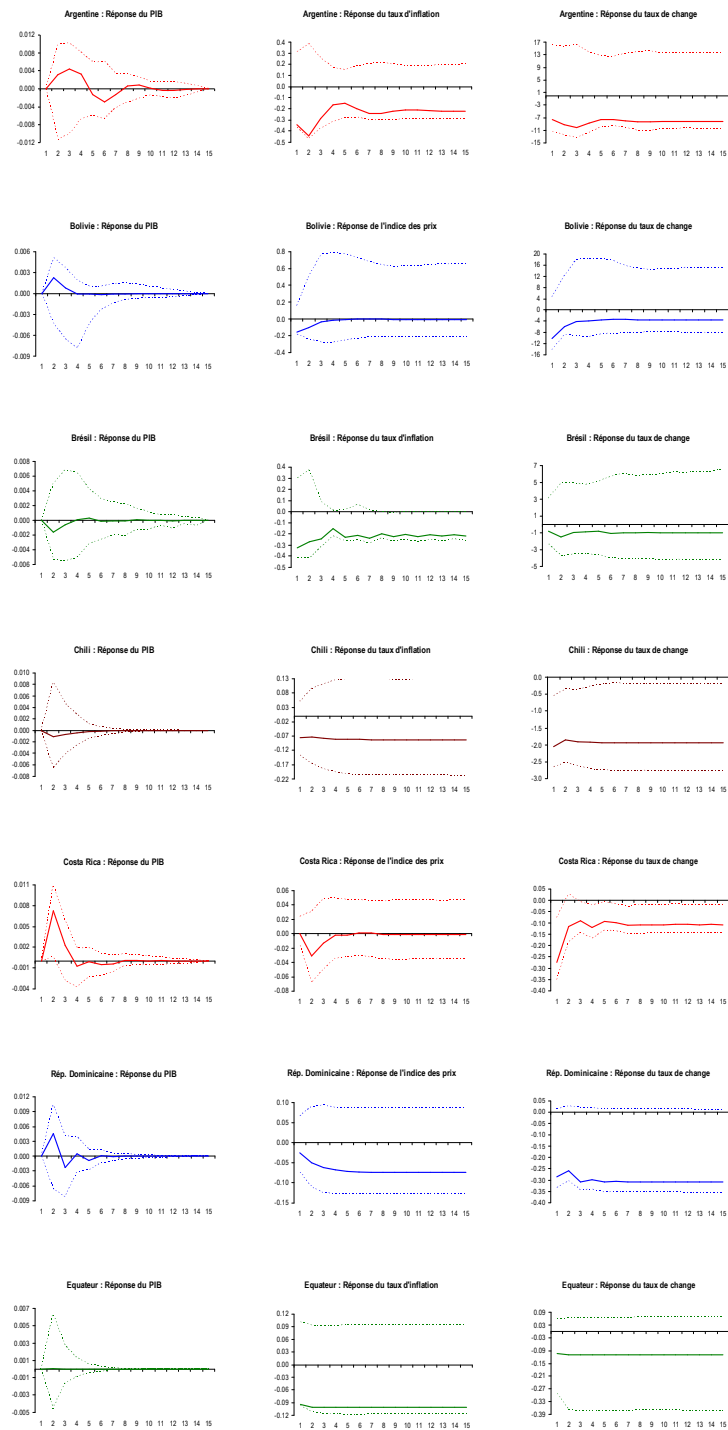
Annexe 5.8 : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du produit et de l'inflation
– Modèle VAR à quatre variables (en %, suite)

Pays	Variable	Horizon (années)	Contribution dans la variance de l'erreur de prévision (en %)			
			Choc d'offre	Choc de demande	Choc monétaire	Choc de change
Uruguay	Produit	1	94.92	5.08	0	0
		2	97.71	2.15	0.06	0.08
		4	99.08	0.84	0.02	0.06
		>15	100	0	0	0
	Inflation	1	0.41	82.15	1.93	15.51
		2	7.33	67.69	3.83	21.15
		4	11.66	54.84	3.35	30.14
		>15	14.01	46.88	2.99	36.12
Vénézuéla	Produit	1	51.77	48.23	0	0
		2	71.26	28.02	0.03	0.69
		4	86.84	12.73	0.01	0.42
		>15	100	0	0	0
	Inflation	1	2.46	58.1	39.1	0.33
		2	2.75	44.6	52.44	0.22
		4	3.61	31.67	63.71	1
		>15	5.38	16.27	76.05	2.3

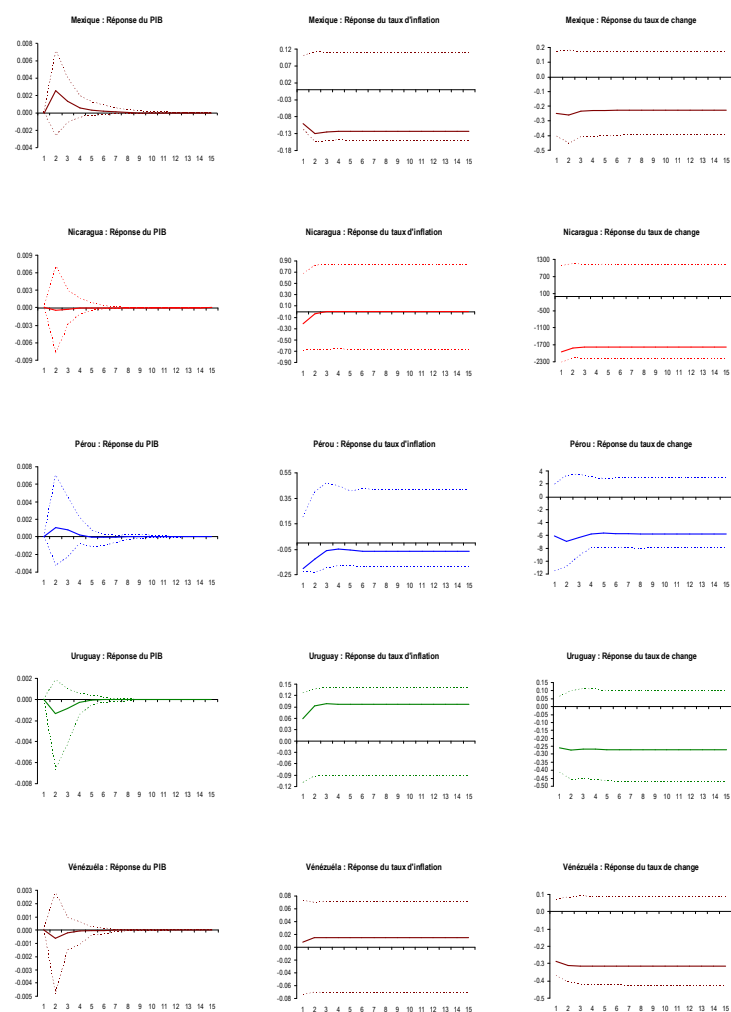
Annexe 5.9 : Nombre de périodes d'effectivité du choc négatif du taux de change ou de la monnaie sur l'activité (en années)

Pays	Nombre de périodes d'effectivité de la politique de désinflation	
	Ancrage nominal du taux de change	Ancrage nominal de la monnaie
Argentine	4	4
Bolivie	5	6
Brésil	6	5
Chili	2	5
Costa Rica	5	4
Rép. Dominicaine	6	6
Equateur	3	2
Mexique	4	2
Nicaragua	2	2
Pérou	6	4
Uruguay	4	4
Vénézuéla	4	3
Moyenne	4	4

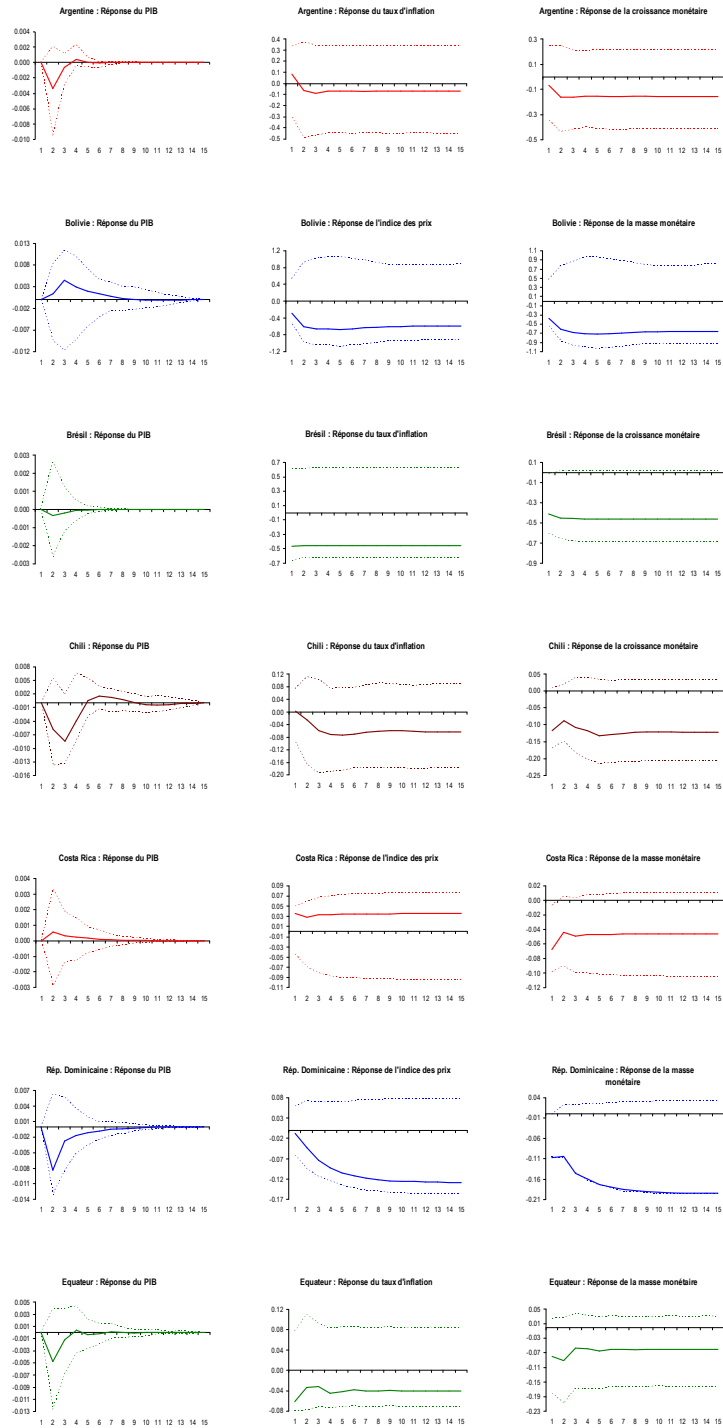
Annexe 5.10 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse au choc négatif du taux de change en Amérique latine



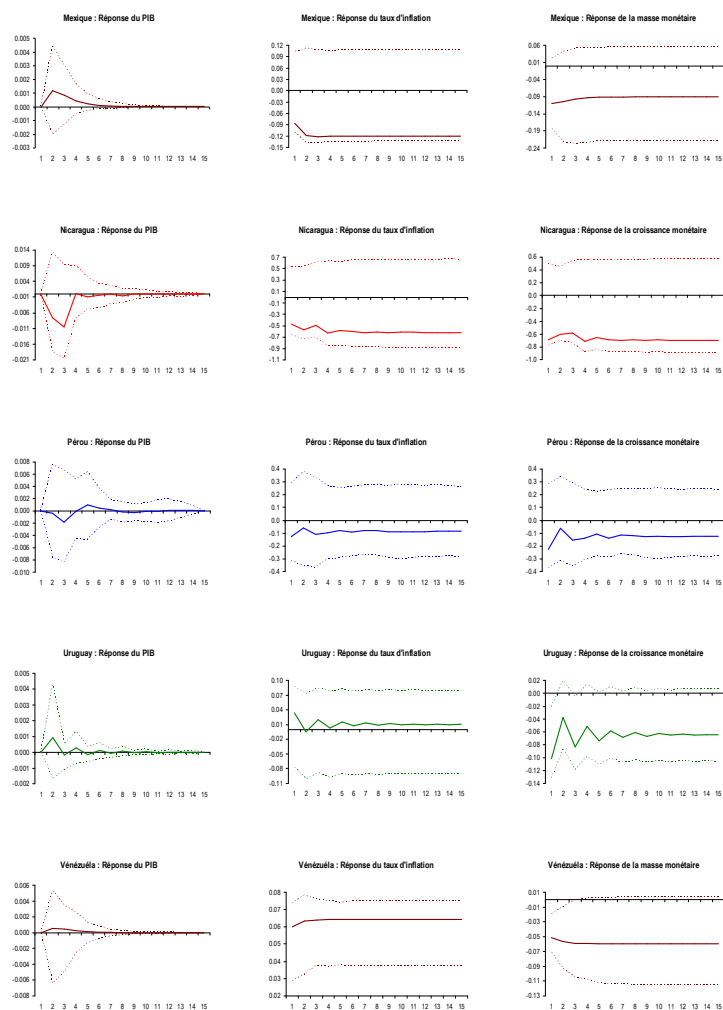
Annexe 5.10 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse au choc négatif du taux de change en Amérique latine (suite)



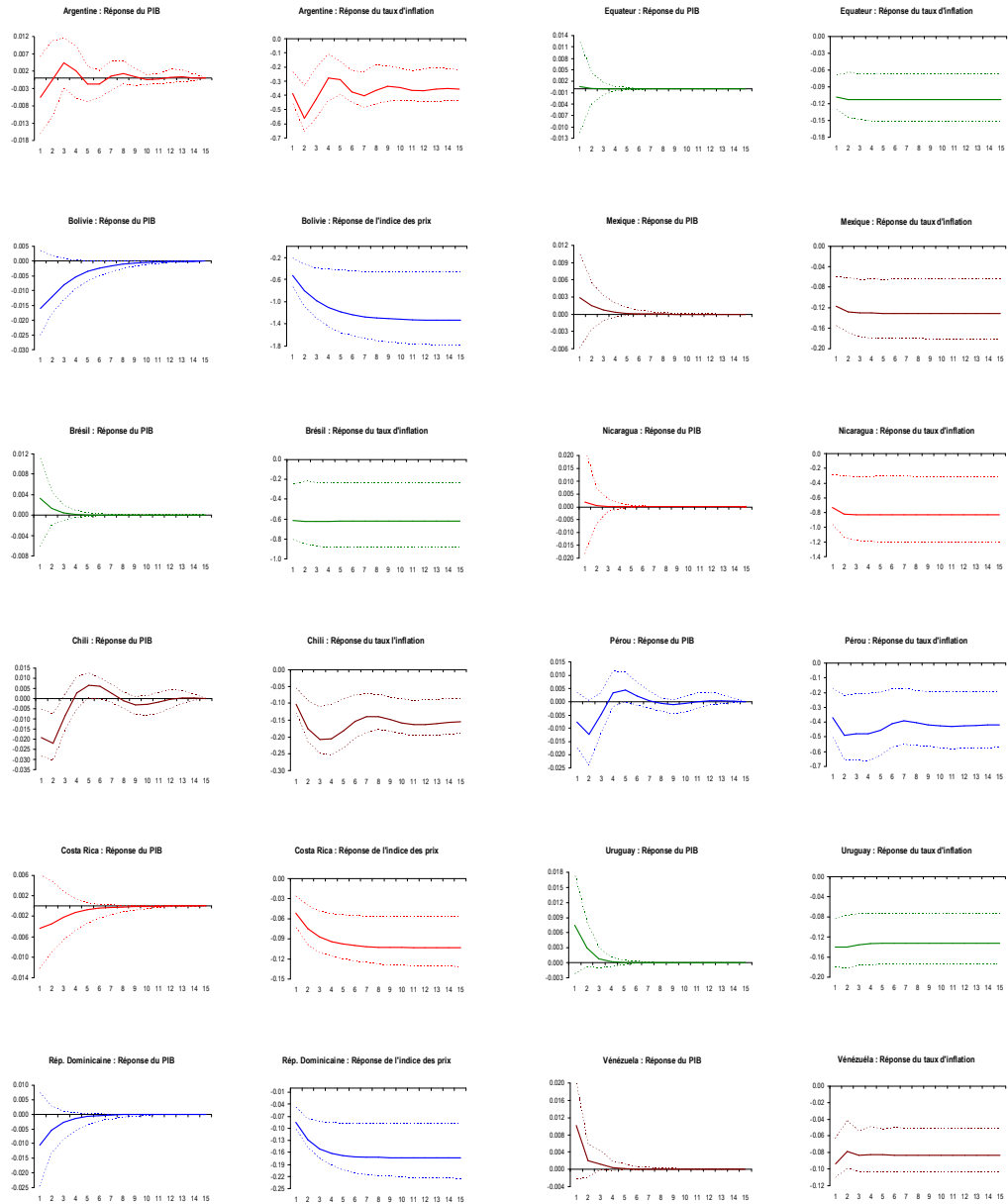
Annexe 5.11 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse au choc monétaire négatif en Amérique latine



Annexe 5.11 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse au choc monétaire négatif en Amérique latine (suite)



Annexe 5.12 : Modèle VAR à deux variables et fonctions de réponse au choc de demande agrégée assimilé au choc de politique monétaire en Amérique latine



Annexe 5.13 : Modèle VAR à quatre variables et distinction périodes d'inflation et de désinflation – Résultats des estimations

Argentine	Δy	$\Delta \pi$	$\Delta^2 m$	Δe
$\Delta y (-1)$	0.0605 [0.321]	1.3433 [0.742]	-0.2103 [-0.135]	-41.6180 [-0.596]
$\Delta \pi (-1)$	-0.0241 [-0.590]	-0.5276 [-1.344]	-0.3298 [-0.976]	-10.2809 [-0.679]
$\Delta^2 m (-1)$	0.0174 [0.387]	1.2513 [2.886]	0.7344 [1.967]	22.6512 [1.355]
$\Delta e (-1)$	0.0000 [-0.042]	-0.0075 [-1.516]	-0.0091 [-2.129]	-0.1509 [-0.792]
c	0.0116 [0.882]	0.0180 [0.142]	0.0986 [0.908]	6.5939 [1.355]
I⁻	0.0207 [1.048]	-0.0488 [-0.257]	-0.1125 [-0.687]	-1.9181 [-0.262]
c	0.0323 [2.288]	-0.0308 [-0.227]	-0.0138 [-0.118]	4.6758 [0.894]
I⁺	-0.0207 [-1.048]	0.0488 [0.257]	0.1125 [0.687]	1.9181 [0.262]
R²	0.104	0.305	0.225	0.104
R² ajusté	-0.017	0.211	0.121	-0.017
Taille de l'échantillon	44			

Entre crochets: t-statistique

Brésil	Δy	$\Delta \pi$	$\Delta^2 m$	Δe
$\Delta y (-1)$	0.4461 [2.757]	-1.8131 [-0.612]	0.8835 [0.345]	-29.0343 [-1.380]
$\Delta \pi (-1)$	0.0049 [0.397]	0.1172 [0.519]	0.0725 [0.371]	0.6615 [0.413]
$\Delta^2 m (-1)$	-0.0048 [-0.422]	-0.0141 [-0.067]	0.0867 [0.479]	0.1492 [0.100]
$\Delta e (-1)$	-0.0002 [-0.125]	-0.0143 [-0.606]	0.0206 [1.004]	0.5367 [3.195]
c	0.0220 [1.757]	0.0613 [0.267]	-0.2745 [-1.380]	2.5544 [1.566]
I⁻	-0.0034 [-0.226]	0.1309 [0.470]	0.3997 [1.657]	0.1189 [0.060]
c	0.0186 [1.404]	0.1922 [0.792]	0.1252 [0.596]	2.6733 [1.552]
I⁺	0.0034 [0.226]	-0.1309 [-0.470]	-0.3997 [-1.657]	-0.1189 [-0.060]
R²	0.235	0.034	0.118	0.406
R² ajusté	0.099	-0.139	-0.039	0.300
Taille de l'échantillon	34			

Entre crochets: t-statistique

Bolivie	Δy	$\Delta \pi$	Δm	Δe
$\Delta y (-1)$	0.1272 [0.677]	0.0702 [0.076]	0.5288 [0.519]	170.5062 [2.265]
$\Delta y (-2)$	0.1782 [0.919]	-1.1233 [-1.173]	-1.1008 [-1.046]	34.2806 [0.441]
$\pi (-1)$	-0.0380 [-0.769]	1.9123 [7.840]	1.9411 [7.240]	66.6191 [3.366]
$\pi (-2)$	-0.0149 [-0.294]	-0.2483 [-0.991]	-0.1892 [-0.687]	25.1169 [1.236]
$\Delta m (-1)$	0.0327 [0.660]	0.1937 [0.793]	-0.1300 [-0.484]	22.9886 [1.160]
$\Delta m (-2)$	0.0085 [0.182]	0.0998 [0.432]	0.3378 [1.331]	-51.1217 [-2.728]
$\Delta e (-1)$	0.0001 [0.218]	-0.0373 [-17.080]	-0.0365 [-15.219]	-1.5033 [-8.492]
$\Delta e (-2)$	0.0003 [0.367]	-0.0085 [-2.310]	-0.0112 [-2.760]	-0.0178 [-0.060]
c	0.0086 [0.551]	-0.1083 [-1.413]	-0.0738 [-0.876]	-15.0671 [-2.422]
I⁻	0.0155 [1.001]	0.0891 [1.167]	0.1646 [1.963]	9.4747 [1.530]
c	0.0240 [1.712]	-0.0193 [-0.278]	0.0908 [1.192]	-5.5924 [-0.995]
I⁺	-0.0155 [-1.001]	-0.0891 [-1.167]	-0.1646 [-1.963]	-9.4747 [-1.530]
R²	0.201	0.963	0.946	0.844
R² ajusté	-0.046	0.952	0.929	0.795
Taille de l'échantillon	40			

Entre crochets: t-statistique

Chili	Δy	$\Delta \pi$	$\Delta^2 m$	Δe
$\Delta y (-1)$	0.1987 [1.233]	-0.5238 [-1.077]	-1.1557 [-1.868]	-13.8061 [-2.080]
$\Delta y (-2)$	-0.1399 [-0.783]	1.0482 [1.942]	0.7762 [1.131]	11.5835 [1.573]
$\Delta \pi (-1)$	-0.0719 [-0.922]	0.9457 [4.017]	0.5161 [1.724]	5.3065 [1.652]
$\Delta \pi (-2)$	-0.0369 [-0.596]	-0.5985 [-3.203]	0.2975 [1.252]	-8.7322 [-3.426]
$\Delta^2 m (-1)$	0.0227 [0.442]	0.2771 [1.786]	-0.2985 [-1.513]	4.6275 [2.186]
$\Delta^2 m (-2)$	0.0348 [0.888]	0.2066 [1.745]	0.1122 [0.746]	3.2716 [2.026]
$\Delta e (-1)$	0.0021 [0.441]	-0.0350 [-2.376]	-0.0372 [-1.991]	-0.3141 [-1.566]
$\Delta e (-2)$	-0.0104 [-2.138]	0.0124 [0.842]	-0.0265 [-1.417]	0.6672 [3.320]
c	0.0482 [2.749]	-0.0488 [-0.921]	0.0581 [0.863]	0.7988 [1.106]
I⁻	-0.0084 [-0.393]	0.0691 [1.064]	0.0151 [0.183]	-0.2975 [-0.336]
c	0.0397 [2.300]	0.0203 [0.388]	0.0733 [1.103]	0.5013 [0.704]
I⁺	0.0084 [0.393]	-0.0691 [-1.064]	-0.0151 [-0.183]	0.2975 [0.336]
R²	0.3802	0.6234	0.4145	0.4778
R² ajusté	0.2003	0.5141	0.2446	0.3262
Taille de l'échantillon	42			

Entre crochets: t-statistique

Costa Rica	Δy	$\Delta \pi$	Δm	Δe
Δy (-1)	-0.0211 [-0.124]	0.3140 [0.859]	0.5279 [0.727]	-2.7581 [-0.944]
π (-1)	-0.0697 [-1.367]	0.4633 [4.251]	0.4871 [2.251]	-0.0222 [-0.025]
Δm (-1)	0.0244 [0.557]	0.0724 [0.773]	-0.0710 [-0.382]	-0.4114 [-0.549]
Δe (-1)	-0.0410 [-3.473]	0.1525 [6.039]	0.0029 [0.059]	-0.0674 [-0.334]
c	0.0547 [3.902]	0.0262 [0.875]	0.1504 [2.528]	0.3728 [1.555]
I^-	0.0103 [1.148]	-0.0276 [-1.442]	-0.0411 [-1.082]	-0.0064 [-0.042]
c	0.0649 [3.790]	-0.0013 [-0.036]	0.1094 [1.503]	0.3664 [1.250]
I^+	-0.0103 [-1.148]	0.0276 [1.442]	0.0411 [1.082]	0.0064 [0.042]
R^2	0.423	0.776	0.171	0.048
R^2 ajusté	0.347	0.747	0.062	-0.077
Taille de l'échantillon	44			

Entre crochets: t-statistique

Rép. Dominicaine	Δy	$\Delta \pi$	Δm	Δe
Δy (-1)	0.0457 [0.266]	0.1978 [0.589]	1.1491 [2.763]	-0.7001 [-0.534]
π (-1)	-0.1044 [-1.302]	0.5976 [3.818]	0.3336 [1.721]	0.9121 [1.493]
Δm (-1)	0.1415 [2.414]	0.1823 [1.594]	-0.0667 [-0.471]	0.1238 [0.277]
Δe (-1)	-0.0134 [-0.558]	0.0348 [0.745]	0.2218 [3.834]	-0.1843 [-1.011]
c	0.0307 [1.667]	0.0461 [1.285]	0.0829 [1.864]	0.1312 [0.936]
I^-	0.0093 [0.579]	-0.1125 [-3.567]	-0.0290 [-0.743]	-0.2142 [-1.741]
c	0.0400 [1.988]	-0.0664 [-1.689]	0.0539 [1.108]	-0.0830 [-0.542]
I^+	-0.0093 [-0.579]	0.1125 [3.567]	0.0290 [0.745]	0.2142 [1.741]
R^2	0.165	0.527	0.445	0.134
R^2 ajusté	0.049	0.462	0.368	0.014
Taille de l'échantillon	42			

Entre crochets: t-statistique

Equateur	Δy	$\Delta \pi$	Δm	Δe
Δy (-1)	0.1459 [0.789]	0.5788 [1.499]	0.7698 [0.868]	-0.7143 [-0.514]
$\Delta \pi$ (-1)	0.0698 [0.718]	-0.2276 [-1.121]	0.6555 [1.406]	-0.7747 [-1.061]
Δm (-1)	0.0605 [1.009]	-0.2312 [-1.847]	0.3251 [1.131]	-0.3733 [-0.829]
Δe (-1)	-0.0050 [-0.134]	0.0664 [0.859]	0.1079 [0.608]	0.2353 [0.846]
c	0.0291 [1.384]	-0.0083 [-0.189]	-0.0527 [-0.523]	0.3149 [1.997]
I^-	0.0086 [0.428]	-0.0265 [-0.631]	0.1133 [1.173]	-0.1118 [-0.739]
c	0.0377 [1.764]	-0.0348 [-0.780]	0.0606 [0.591]	0.2032 [1.266]
I^+	-0.0086 [-0.428]	0.0265 [0.631]	-0.1133 [-1.173]	0.1118 [0.739]
R^2	0.154	0.311	0.127	0.224
R^2 ajusté	0.026	0.207	-0.006	0.107
Taille de l'échantillon	39			

Entre crochets: t-statistique

Nicaragua	Δy	$\Delta \pi$	$\Delta^2 m$	Δe
Δy (-1)	0.2382 [1.206]	-0.1165 [-0.061]	-0.5195 [-0.242]	-713.8773 [-0.127]
$\Delta \pi$ (-1)	-0.0135 [-0.297]	-0.3080 [-0.699]	-0.0306 [-0.062]	-1427.4560 [-1.102]
$\Delta^2 m$ (-1)	0.0138 [0.313]	0.5916 [1.377]	0.1865 [0.387]	1711.2920 [1.354]
Δe (-1)	0.0000 [-0.080]	-0.0002 [-1.926]	-0.0002 [-1.916]	-0.2057 [-0.853]
c	0.0130 [0.673]	0.1512 [0.807]	0.1288 [0.612]	725.1600 [1.315]
I^-	-0.0105 [-0.350]	-0.2077 [-0.716]	-0.1269 [-0.390]	-591.8762 [-0.694]
c	0.0025 [0.117]	-0.0565 [-0.270]	0.0019 [0.008]	133.2838 [0.217]
I^+	0.0105 [0.350]	0.2077 [0.716]	0.1269 [0.390]	591.8762 [0.694]
R^2	0.058	0.167	0.135	0.091
R^2 ajusté	-0.111	0.019	-0.020	-0.071
Taille de l'échantillon	34			

Entre crochets: t-statistique

Uruguay	Δy	$\Delta \pi$	$\Delta^2 m$	Δe
Δy (-1)	0.4554 [2.940]	-1.1163 [-2.367]	-0.1762 [-0.303]	-2.7295 [-1.739]
$\Delta \pi$ (-1)	-0.0369 [-0.570]	0.0345 [0.175]	0.3942 [1.623]	0.2700 [0.412]
$\Delta^2 m$ (-1)	-0.0125 [-0.325]	0.3432 [2.918]	-0.5211 [-3.594]	0.3678 [0.939]
Δe (-1)	0.0077 [0.445]	-0.1152 [-2.186]	-0.0567 [-0.873]	0.1081 [0.616]
c	0.0275 [1.700]	0.0676 [1.371]	0.0207 [0.341]	0.3927 [2.393]
I^-	-0.0364 [-1.833]	0.0058 [0.097]	0.0083 [0.111]	0.0859 [0.427]
c	-0.0089 [-0.684]	0.0734 [1.855]	0.0290 [0.595]	0.4786 [3.633]
I^+	0.0364 [1.833]	-0.0058 [-0.097]	-0.0083 [-0.111]	-0.0859 [-0.427]
R^2	0.261	0.359	0.320	0.160
R^2 ajusté	0.161	0.272	0.228	0.046
Taille de l'échantillon	44			

Entre crochets: t-statistique

Vénézuëla	Δy	$\Delta \pi$	Δm	Δe
Δy (-1)	0.3107 [1.872]	0.2541 [0.780]	-0.1128 [-0.329]	-0.6290 [-0.465]
$\Delta \pi$ (-1)	0.1258 [1.093]	-0.2989 [-1.323]	0.1601 [0.673]	0.0967 [0.104]
Δm (-1)	0.1368 [2.280]	-0.2381 [-2.022]	0.5097 [4.114]	0.3050 [0.624]
Δe (-1)	-0.0162 [-0.629]	0.0144 [0.285]	0.0917 [1.730]	0.0331 [0.158]
c	-0.0003 [-0.015]	0.0615 [1.767]	0.1057 [2.883]	0.1337 [0.925]
I^-	-0.0073 [-0.383]	-0.0399 [-1.061]	-0.0263 [-0.665]	0.0585 [0.374]
c	-0.0076 [-0.428]	0.0216 [0.621]	0.0794 [2.165]	0.1922 [1.329]
I^+	0.0073 [0.383]	0.0399 [1.061]	0.0263 [0.665]	-0.0585 [-0.374]
R^2	0.205	0.182	0.502	0.029
R^2 ajusté	0.100	0.074	0.436	-0.099
Taille de l'échantillon	44			

Entre crochets: t-statistique

Mexique	Δy	$\Delta \pi$	Δm	Δe	Pérou	Δy	$\Delta \pi$	$\Delta^2 m$	Δe
Δy (-1)	0.2971 [1.570]	0.2598 [0.593]	-0.6529 [-0.542]	-3.1011 [-0.850]	Δy (-1)	0.1371 [0.622]	1.5718 [1.163]	1.2120 [0.877]	87.7391 [1.898]
Δy (-2)	0.1204 [0.644]	0.1602 [0.370]	1.2406 [1.043]	1.9197 [0.532]	Δy (-2)	-0.4131 [-2.322]	1.9348 [1.773]	0.7455 [0.668]	-109.4027 [-2.930]
$\Delta \pi$ (-1)	0.0471 [0.886]	0.2055 [1.670]	-0.8292 [-2.452]	-0.8286 [-0.809]	$\Delta \pi$ (-1)	-0.0482 [-0.661]	0.5523 [1.235]	0.9205 [2.011]	73.5861 [4.808]
$\Delta \pi$ (-2)	-0.0066 [-0.151]	-0.0694 [-0.684]	-0.0422 [-0.151]	0.6855 [0.812]	$\Delta \pi$ (-2)	-0.0931 [-1.903]	0.2026 [0.675]	0.5638 [1.835]	34.4048 [3.349]
Δm (-1)	0.0216 [0.681]	0.1985 [2.707]	-0.0349 [-0.173]	0.5767 [0.944]	$\Delta^2 m$ (-1)	-0.0380 [-0.542]	0.8340 [1.937]	0.2498 [0.567]	-28.7062 [-1.949]
Δm (-2)	-0.0461 [-1.622]	-0.2302 [-3.494]	0.2596 [1.434]	0.6667 [1.215]	$\Delta^2 m$ (-2)	0.1074 [1.990]	-0.5154 [-1.557]	-0.8777 [-2.592]	-50.0925 [-4.422]
Δe (-1)	-0.0381 [-3.135]	0.1198 [4.256]	0.1134 [1.465]	0.2538 [1.082]	Δe (-1)	0.0006 [0.852]	-0.0352 [-8.227]	-0.0379 [-8.663]	-0.4335 [-2.960]
Δe (-2)	0.0242 [1.518]	-0.1351 [-3.669]	0.1396 [1.380]	-0.2397 [-0.781]	Δe (-2)	-0.0034 [-2.830]	0.0327 [4.479]	0.0314 [4.212]	1.3249 [5.310]
c	0.0358 [1.865]	-0.0096 [-0.215]	0.1076 [0.882]	-0.0248 [-0.067]	c	0.0519 [3.626]	-0.1272 [-1.448]	-0.0525 [-0.584]	-1.0966 [-0.365]
I^-	-0.0024 [-0.189]	0.0072 [0.243]	-0.0066 [-0.080]	0.0251 [0.101]	I^-	-0.0124 [-0.806]	0.0803 [0.849]	0.0378 [0.391]	4.4661 [1.380]
c	0.0333 [2.389]	-0.0023 [-0.071]	0.1010 [1.138]	0.0003 [0.001]	c	0.0395 [2.851]	-0.0469 [-0.552]	-0.0146 [-0.168]	3.3695 [1.159]
I^+	0.0024 [0.189]	-0.0072 [-0.243]	0.0066 [0.080]	-0.0251 [-0.101]	I^+	0.0124 [0.806]	-0.0803 [-0.849]	-0.0378 [-0.391]	-4.4661 [-1.380]
R^2	0.485	0.792	0.360	0.220	R^2	0.430	0.841	0.835	0.764
R^2 ajusté	0.345	0.735	0.185	0.008	R^2 ajusté	0.269	0.796	0.789	0.698
Taille de l'échantillon	44				Taille de l'échantillon	44			
Entre crochets: t-statistique					Entre crochets: t-statistique				

Annexes du chapitre 6

Annexe 6.1 : Sources des données, caractérisation des variables et abréviations

Les séries de données utilisées dans ce chapitre proviennent de la base de données du Fond Monétaire International – IFS 2007 et du Rapport de Transition de la Banque Européenne pour la Reconstruction et le Développement pour une période allant de 1991 à 2006 (de 1993 pour les anciens pays yougoslaves et soviétiques). Comme déjà mentionné lors de l'étude en séries temporelles, les variables sont définies de façon suivante :

* **le produit**, noté y_t est le logarithme naturel du Produit Intérieur Brut (base 100 = 2000).

Par conséquent, en différentiel, le taux de croissance du produit sera : $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$.

* **le taux d'inflation**, noté π_t , est la différence première du logarithme naturel de l'indice des prix à la consommation, noté p_t (base 100 = 2000), soit : $\pi_t = p_t - p_{t-1}$.

* **le taux de croissance de la masse monétaire**, noté Δm_t , est la différence première du logarithme naturel de la masse monétaire ou l'agrégat monétaire M2 (en millions ou billions de monnaie locale), noté m_t : $\Delta m_t = m_t - m_{t-1}$. Selon la méthodologie de la base de données du FMI, l'agrégat M2 sera assimilée à la somme des séries Monnaie et Quasi Monnaie.

* **le taux de dévaluation**, noté Δe_t , est défini comme le glissement annuel du taux de change nominal, noté e_t , c'est-à-dire le nombre d'unités de monnaie locale par rapport à un dollar

américain : $\Delta e_t = \frac{e_t}{e_{t-1}} - 1$

Les abréviations pour l'estimation du modèle VAR canonique :

Pays	Code	Pays	Code	Pays	Code
EUROPE CENTRALE ET ORIENTALE					
Albanie	ALB	Kazakhstan	KAZ	République Tchèque	CZK
Arménie	ARM	Hongrie	HUN	Roumanie	ROU
Azerbaïdjan	AZE	Lettonie	LET	Russie	RUS
Belarus	BEL	Lituanie	LIT	Slovaquie	SLV
Bulgarie	BUL	Macédoine	MAC	Slovénie	SLN
Croatie	CRO	Moldavie	MOL	Ukraine	UKR
Estonie	EST	Pologne	POL		
AMERIQUE LATINE					
Argentine	ARG	Mexique	MEX	Pérou	PER
Bolivie	BOL	Nicaragua	NIC	République Dominicaine	DOM
Brésil	BRE	Costa Rica	COS	Uruguay	URU
Chili	CHI	Equateur	ECU	Vénézuéla	VEN

Annexe 6.2 : Tests de racine unitaire – Panels selon la zone géographique

PANEL 1 - PECO	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	LL	2.66 (-1.64)	-82.86 (-1.64)	-22.19 (-1.64)	-467.66 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	Zbar	8.05 (-1.64)	-59.42 (-1.64)	-16.20 (-1.64)	-132.06 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	PMW	9.06 (55.76)	148.49 (55.76)	128.84 (55.76)	135.41 (55.76)
	ZMW	-3.46 (1.64)	12.13 (1.64)	9.93 (1.64)	10.67 (1.64)
Pesaran (2003)	CIPS	-2.52 (-2.29)	-4.71 (-2.29)	-2.25 (-2.29)	-5.31 (-2.29)
Moon et Perron (2004)	ta	-8.16 (-1.64)	-15.21 (-1.64)	-20.22 (-1.64)	-11.12 (-1.64)
	tb	-3.99 (-1.64)	-13.35 (-1.64)	-16.33 (-1.64)	-4.00 (-1.64)
Choi (2002)	Pm	-	14.29 (1.64)	16.91 (1.64)	111.05 (1.64)
	Z	-	-7.73 (-1.64)	-9.90 (-1.64)	-7.18 (-1.64)
	L*	-	-9.66 (-1.64)	-11.64 (-1.64)	-8.04 (-1.64)
PANEL 2 - CENTRAL	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	LL	-0.61 (-1.64)	-38.39 (-1.64)	-21.15 (-1.64)	2.55 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	Zbar	3.10 (-1.64)	-26.17 (-1.64)	-15.83 (-1.64)	-3.55 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	PMW	1.93 (18.31)	33.38 (18.31)	34.96 (18.31)	28.68 (18.31)
	ZMW	-1.80 (1.64)	5.22 (1.64)	5.58 (1.64)	4.17 (1.64)
Pesaran (2003)	CIPS	-1.85 (-2.37)	-4.00 (-2.37)	-4.17 (-2.37)	-2.90 (-2.37)
Moon et Perron (2004)	ta	-5.49 (-1.64)	-16.47 (-1.64)	-15.00 (-1.64)	-15.15 (-1.64)
	tb	-3.34 (-1.64)	-4.65 (-1.64)	-4.42 (-1.64)	-8.87 (-1.64)
Choi (2002)	Pm	-0.71 (1.64)	6.98 (1.64)	5.16 (1.64)	8.08 (1.64)
	Z	0.21 (-1.64)	-3.21 (-1.64)	-3.21 (-1.64)	-4.90 (-1.64)
	L*	0.20 (-1.64)	-4.44 (-1.64)	-3.76 (-1.64)	-5.64 (-1.64)
PANEL 3 - BALKAN	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	LL	-1.24 (-1.64)	-20.23 (-1.64)	-1.93 (-1.64)	-67.83 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	Zbar	1.63 (-1.64)	-11.62 (-1.64)	-3.08 (-1.64)	-35.67 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	PMW	2.60 (18.71)	33.21 (18.71)	23.92 (18.71)	28.80 (31.41)
	ZMW	-1.65 (1.64)	5.19 (1.64)	3.11 (1.64)	4.20 (1.64)
Pesaran (2003)	CIPS	-2.57 (-2.37)	-4.83 (-2.37)	-1.98 (-2.37)	-2.71 (-2.37)
Moon et Perron (2004)	ta	-9.84 (-1.64)	-13.08 (-1.64)	-17.84 (-1.64)	-12.13 (-1.64)
	tb	-4.17 (-1.64)	-8.68 (-1.64)	-11.28 (-1.64)	-4.79 (-1.64)
Choi (2002)	Pm	-0.60 (1.64)	10.75 (1.64)	6.90 (1.64)	2.01 (1.64)
	Z	-0.05 (-1.64)	-5.87 (-1.64)	-4.40 (-1.64)	-1.77 (-1.64)
	L*	-0.04 (-1.64)	-7.14 (-1.64)	-4.96 (-1.64)	-1.82 (-1.64)
PANEL 4 - SOVIETIQUE	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	LL	1.80 (-1.64)	-30.01 (-1.64)	-24.72 (-1.64)	-475.53 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	Zbar	3.84 (-1.64)	-13.61 (-1.64)	-19.68 (-1.64)	-159.03 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	PMW	14.84 (31.41)	52.29 (31.41)	89.46 (31.41)	77.65 (28.87)
	ZMW	0.79 (1.64)	5.11 (1.64)	10.98 (1.64)	9.11 (1.64)
Pesaran (2003)	CIPS	-3.37 (-2.37)	-4.08 (-2.37)	-1.89 (-2.37)	-9.10 (-2.46)
Moon et Perron (2004)	ta	-4.39 (-1.64)	-8.51 (-1.64)	-12.72 (-1.64)	-15.26 (-1.64)
	tb	-3.22 (-1.64)	-4.73 (-1.64)	-10.00 (-1.64)	-6.16 (-1.64)
Choi (2002)	Pm	0.88 (1.64)	10.20 (1.64)	16.97 (1.64)	9.36 (1.64)
	Z	-0.61 (-1.64)	-6.37 (-1.64)	-8.95 (-1.64)	-5.63 (-1.64)
	L*	-0.73 (-1.64)	-7.25 (-1.64)	-7.25 (-1.64)	-6.58 (-1.64)

Notes : 1) Entre parenthèses, la valeur critique à 5%.

2) Toutes les statistiques suivent une loi de Student, la statistique PMW suit une loi du Khi-Deux.

3) La valeur critique de la statistique CIPS est déterminée par Pesaran (2002).

Annexe 6.3 : Tests de racine unitaire – Panels selon la nature du régime de change

PANEL 5	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	<i>LL</i>	2.71 (-1.64)	-16.91 (-1.64)	-5.19 (-1.64)	-71.20 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	<i>Zbar</i>	6.83 (-1.64)	-16.17 (-1.64)	-5.65 (-1.64)	-29.38 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	<i>PMW</i>	1.93 (28.87)	56.05 (28.87)	47.77 (28.87)	56.62 (28.87)
	<i>ZMW</i>	-2.67 (1.64)	6.34 (1.64)	4.96 (1.64)	6.44 (1.64)
Pesaran (2003)	<i>CIPS</i>	-2.08 (-2.46)	-4.93 (-2.46)	-2.84 (-2.46)	-7.80 (-2.46)
Moon et Perron (2004)	<i>ta</i>	-7.25 (-1.64)	-16.05 (-1.64)	-19.43 (-1.64)	-19.77 (-1.64)
	<i>tb</i>	-3.05 (-1.64)	-5.76 (-1.64)	-8.54 (-1.64)	-10.81 (-1.64)
Choi (2002)	<i>Pm</i>	-	2.24 (1.64)	8.85 (1.64)	6.56 (1.64)
	<i>Z</i>	-	-2.04 (-1.64)	-5.71 (-1.64)	-4.75 (-1.64)
	<i>L*</i>	-	-2.12 (-1.64)	-6.38 (-1.64)	-4.99 (-1.64)

PANEL 6	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	<i>LL</i>	1.05 (-1.64)	-85.76 (-1.64)	-21.36 (-1.64)	-460.78 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	<i>Zbar</i>	4.68 (-1.64)	-65.49 (-1.64)	-16.74 (-1.64)	-151.50 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	<i>PMW</i>	7.13 (33.92)	92.44 (33.92)	81.08 (33.92)	78.78 (33.92)
	<i>ZMW</i>	-2.24 (1.64)	10.62 (1.64)	8.91 (1.64)	8.56 (1.64)
Pesaran (2003)	<i>CIPS</i>	-2.18 (-2.46)	-7.04 (-2.46)	-1.92 (-2.46)	-5.58 (-2.46)
Moon et Perron (2004)	<i>ta</i>	-7.44 (-1.64)	-11.48 (-1.64)	-15.50 (-1.64)	-10.92 (-1.64)
	<i>tb</i>	-3.84 (-1.64)	-9.20 (-1.64)	-9.85 (-1.64)	-3.91 (-1.64)
Choi (2002)	<i>Pm</i>	-0.45 (1.64)	17.25 (1.64)	14.80 (1.64)	8.97 (1.64)
	<i>Z</i>	-0.22 (-1.64)	-8.58 (-1.64)	-8.18 (-1.64)	-5.38 (-1.64)
	<i>L*</i>	-0.23 (-1.64)	-11.11 (-1.64)	-9.92 (-1.64)	-6.33 (-1.64)

PANEL 6a	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	<i>LL</i>	0.16 (-1.64)	-12.75 (-1.64)	-4.16 (-1.64)	-32.13 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	<i>Zbar</i>	2.05 (-1.64)	-13.70 (-1.64)	-3.60 (-1.64)	-16.73 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	<i>PMW</i>	3.19 (15.51)	33.10 (15.51)	21.65 (15.51)	23.33 (15.51)
	<i>ZMW</i>	-1.20 (1.64)	6.27 (1.64)	3.41 (1.64)	3.83 (1.64)
Pesaran (2003)	<i>CIPS</i>	-1.31 (-2.37)	-7.84 (-2.37)	-2.42 (-2.37)	-2.68 (-2.37)
Moon et Perron (2004)	<i>ta</i>	-3.98 (-1.64)	-10.24 (-1.64)	-5.59 (-1.64)	-9.71 (-1.64)
	<i>tb</i>	-2.10 (-1.64)	-8.33 (-1.64)	-3.10 (-1.64)	-5.28 (-1.64)
Choi (2002)	<i>Pm</i>	-0.48 (1.64)	9.42 (1.64)	6.88 (1.64)	3.37 (1.64)
	<i>Z</i>	0.14 (-1.64)	-4.71 (-1.64)	-4.17 (-1.64)	-2.30 (-1.64)
	<i>L*</i>	0.12 (-1.64)	-6.10 (-1.64)	-4.83 (-1.64)	-2.54 (-1.64)

PANEL 6b	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	<i>LL</i>	1.83 (-1.64)	-84.28 (-1.64)	-22.49 (-1.64)	-472.92 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	<i>Zbar</i>	4.33 (-1.64)	-71.74 (-1.64)	-18.26 (-1.64)	-177.27 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	<i>PMW</i>	3.94 (23.68)	59.34 (23.68)	59.42 (23.68)	55.45 (23.68)
	<i>ZMW</i>	-1.90 (1.64)	8.57 (1.64)	8.58 (1.64)	7.83 (1.64)
Pesaran (2003)	<i>CIPS</i>	-3.64 (-2.46)	-8.49 (-2.46)	-3.31 (-2.46)	-3.31 (-2.46)
Moon et Perron (2004)	<i>ta</i>	-5.55 (-1.64)	-8.71 (-1.64)	-13.54 (-1.64)	-10.22 (-1.64)
	<i>tb</i>	-2.62 (-1.64)	-7.44 (-1.64)	-8.70 (-1.64)	-3.70 (-1.64)
Choi (2002)	<i>Pm</i>	-0.20 (1.64)	14.50 (1.64)	13.35 (1.64)	8.67 (1.64)
	<i>Z</i>	-0.39 (-1.64)	-7.19 (-1.64)	-7.11 (-1.64)	-5.01 (-1.64)
	<i>L*</i>	-0.38 (-1.64)	-9.32 (-1.64)	-9.78 (-1.64)	-6.01 (-1.64)

Notes : 1) Entre parenthèses, la valeur critique à 5%.

2) Toutes les statistiques suivent une loi de Student, la statistique PMW suit une loi du Khi-Deux.

3) La valeur critique de la statistique CIPS est déterminée par Pesaran (2002).

Annexe 6.3 : Tests de racine unitaire – Panels selon la nature du régime de change (suite)

PANEL 7	Statistiques	y	π	Δm	Δe
Levin et Lin (1993)	<i>LL</i>	-3.81 (-1.64)	4.34 (-1.64)	4.75 (-1.64)	33.59 (-1.64)
Im, Pesaran et Shin (1997)	<i>Zbar</i>	1.35 (-1.64)	-4.06 (-1.64)	-6.47 (-1.64)	-14.54 (-1.64)
Maddala et Wu (1999)	<i>PMW</i>	25.51 (36.42)	56.17 (36.42)	62.10 (36.42)	110.73 (36.42)
	<i>ZMW</i>	0.21 (1.64)	4.64 (1.64)	5.49 (1.64)	11.75 (1.64)
Pesaran (2003)	<i>CIPS</i>	-2.53 (-2.33)	-2.90 (-2.33)	-2.79 (-2.33)	-8.64 (-2.33)
Moon et Perron (2004)	<i>ta</i>	-8.60 (-1.64)	-15.27 (-1.64)	-12.56 (-1.64)	-43.62 (-1.64)
	<i>tb</i>	-4.55 (-1.64)	-5.45 (-1.64)	-4.71 (-1.64)	-9.40 (-1.64)
Choi (2002)	<i>Pm</i>	-1.72 (1.64)	9.75 (1.64)	12.35 (1.64)	26.57 (1.64)
	<i>Z</i>	1.79 (-1.64)	-6.47 (-1.64)	-7.32 (-1.64)	-12.44 (-1.64)
	<i>L*</i>	1.69 (-1.64)	-7.12 (-1.64)	-8.57 (-1.64)	-16.63 (-1.64)

Notes : 1) Entre parenthèses, la valeur critique à 5%.

2) Toutes les statistiques suivent une loi de Student, la statistique PMW suit une loi du Khi-Deux.

3) La valeur critique de la statistique CIPS est déterminée par Pesaran (2002).

Annexe 6.4 : Tests des retards – Ordre des modèles

▪ **Zones géographiques : modèles sans effets individuels fixes**

Panels	Retards	AIC	SC	Hannan-Quinn
PANEL 1 - PECO	1	4.25	4.30	4.27
	2*	3.51	3.78*	3.62*
	3	3.50*	3.98	3.69
PANEL 2 - CENTRAL	1	-8.20	-8.07*	-8.15
	2*	-8.45*	-7.81	-8.20*
	3	-8.33	-7.17	-7.87
PANEL 3 - BALKAN	1*	-0.79*	-0.11*	-0.52*
	2	-0.42	0.80	0.06
	3	-0.09	1.66	0.60
PANEL 4 - SOVIETIQUE	1	6.13	6.22	6.16
	2*	5.37*	5.80*	5.55*
	3	5.37	6.16	5.69

* : la valeur minimisant le critère d'information et le retard retenu

▪ **Zones géographiques : modèles avec effets individuels fixes**

Panels	Retards	AIC	SC	Hannan-Quinn
PANEL 1 - PECO	1	4.30	5.36	4.73
	2*	3.69	4.96*	4.20*
	3	3.61*	5.09	4.20
PANEL 2 - CENTRAL	1	-8.13	-7.48*	-7.87*
	2*	-8.21*	-7.05	-7.75
	3	-8.09	-6.41	-7.43
PANEL 3 - BALKAN	1*	-0.71*	0.51*	-0.23*
	2	-0.40	1.35	0.29
	3	-0.21	2.09	0.70
PANEL 4 - SOVIETIQUE	1	6.28	7.15	6.64
	2*	5.58	6.80*	6.08*
	3	5.51*	7.08	6.15

* : la valeur minimisant le critère d'information et le retard retenu

Annexe 6.4 : Tests des retards – Ordre des modèles (suite)

- **Nature du régime de change : modèles sans effets individuels fixes**

Panels	Retards	AIC	SC	Hannan-Quinn
PANEL 5	1	-2.27	-2.18	-2.23
	2*	-2.85*	-2.38*	-2.66*
	3	-2.82	-1.97	-2.47
PANEL 6	1	5.49	5.57	5.52
	2*	4.72*	5.13*	4.89*
	3	4.74	5.47	5.04
PANEL 6a	1	-1.06	-0.91	-1.00
	2*	-3.02*	-2.24*	-2.72*
	3	-2.82	-1.41	-2.29
PANEL 6b	1*	5.50*	6.06*	5.72*
	2	5.68	6.68	6.09
	3	5.84	7.28	6.42
PANEL 7	1	12.83	13.02	12.91
	2*	12.64*	12.98*	12.77*
	3	12.65	13.13	12.84

* : la valeur minimisant le critère d'information et le retard retenu

- **Nature du régime de change : modèles avec effets individuel fixes**

Panels	Retards	AIC	SC	Hannan-Quinn
PANEL 5	1	-2.13	-1.29	-1.79
	2*	-2.70	-1.48*	-2.20*
	3	-2.72*	-1.13	-2.08
PANEL 6	1	5.57	6.38	5.90
	2*	4.85	5.99*	5.31*
	3	4.79*	6.26	5.39
PANEL 6a	1	-1.16	-0.53	-0.92
	2*	-2.87*	-1.62*	-2.40*
	3	-2.70	-0.83	-1.99
PANEL 6b	1*	5.69*	6.92*	6.19*
	2	5.74	7.41	6.41
	3	5.97	8.08	6.82
PANEL 7	1	12.87	13.47	13.11
	2*	12.65*	13.39*	12.94*
	3	12.67	13.57	13.03

* : la valeur minimisant le critère d'information et le retard retenu

Annexe 6.5.a : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du produit et des prix
– Zones géographiques sans effets individuelles fixes (en %)

Pays	Variables	Horizon (années)	Choc d'offre	Choc de demande	Choc monétaire	Choc de change
PANEL 1 - PECO	Produit	1	84.913	15.087	0	0
		2	92.802	7.040	0.002	0.156
		4	97.120	2.814	0.005	0.061
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	63.003	11.152	0.055	25.791
		2	63.438	15.695	2.255	18.611
		4	56.880	25.855	3.331	13.934
		>15	39.847	40.189	4.930	15.034
PANEL 2 - Central	Produit	1	51.206	48.794	0	0
		2	55.613	42.774	1.2650	0.3473
		4	78.079	20.717	0.7456	0.4580
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	10.755	54.855	23.183	11.207
		2	5.061	53.947	27.472	13.519
		4	3.058	47.881	25.374	23.687
		>15	0.615	50.655	21.154	27.576
PANEL 3 - Balkan	Produit	1	97.618	2.382	0	0
		2	98.778	1.114	0.055	0.052
		4	99.476	0.472	0.026	0.026
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	28.163	63.530	6.641	1.666
		2	33.666	53.853	10.741	1.740
		4	34.195	51.661	12.267	1.877
		>15	34.044	50.935	13.148	1.873
PANEL 4 - Soviétique	Produit	1	85.313	14.687	0	0
		2	94.456	5.212	0.008	0.324
		4	98.125	1.762	0.003	0.110
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	69.065	13.926	1.186	15.823
		2	66.183	16.505	5.220	12.093
		4	60.078	23.251	7.692	8.980
		>15	44.840	33.343	11.479	10.338

Annexe 6.5.b : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du produit et des prix
– Zones géographiques avec effets individuelles fixes (en %)

Pays	Variables	Horizon (années)	Choc d'offre	Choc de demande	Choc monétaire	Choc de change
PANEL 1 - PECO	Produit	1	85.590	14.410	0	0
		2	94.084	5.877	0.032	0.007
		4	97.769	2.192	0.014	0.025
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	69.42	13.80	6.46	10.32
		2	71.02	16.85	2.22	9.91
		4	66.89	22.83	1.00	9.27
		>15	60.02	28.08	0.66	11.23
PANEL 2 - Central	Produit	1	67.094	32.906	0	0
		2	69.354	28.978	1.189	0.479
		4	84.262	14.405	0.852	0.481
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	17.342	49.984	20.710	11.963
		2	9.203	52.751	23.912	14.134
		4	5.674	47.869	22.317	24.140
		>15	2.025	51.584	19.242	27.149
PANEL 3 - Balkan	Produit	1	98.799	1.201	0	0
		2	99.407	0.511	0.061	0.021
		4	99.726	0.234	0.029	0.011
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	40.489	20.502	18.379	20.630
		2	40.305	17.180	20.536	21.978
		4	39.330	16.256	21.261	23.154
		>15	38.601	15.620	21.856	23.923
PANEL 4 - Soviétique	Produit	1	80.627	19.373	0	0
		2	92.829	6.447	0.402	0.322
		4	97.378	2.275	0.190	0.157
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	77.332	9.732	3.210	9.726
		2	73.974	9.124	7.173	9.729
		4	73.380	11.090	8.602	6.928
		>15	68.382	13.602	10.766	7.250

Annexe 6.6.a : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du produit et des prix
– Nature du régime de change sans effets fixes individuelles (en %)

Pays	Variables	Horizon (années)	Choc d'offre	Choc de demande	Choc monétaire	Choc de change
PANEL 5	Produit	1	95.215	4.785	0	0
		2	96.633	2.532	0.753	0.081
		4	98.432	1.178	0.341	0.049
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	39.760	18.926	13.889	27.426
		2	35.388	13.979	15.563	35.070
		4	28.781	9.796	17.562	43.861
		>15	23.390	6.371	17.456	52.782
PANEL 6	Produit	1	86.515	13.485	0	0
		2	94.946	4.840	0.0733	0.1408
		4	98.267	1.652	0.0341	0.0462
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	62.186	13.338	6.268	18.208
		2	63.498	14.908	11.587	10.008
		4	58.790	21.862	13.242	6.106
		>15	43.112	33.074	17.916	5.897
PANEL 6a	Produit	1	27.741	72.259	0	0
		2	75.716	19.224	0.699	4.360
		4	87.216	8.775	2.130	1.879
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	68.522	1.825	18.902	10.751
		2	74.425	4.972	13.222	7.381
		4	76.853	7.790	10.722	4.635
		>15	71.200	12.846	13.921	2.033
PANEL 6b	Produit	1	86.024	13.976	0	0
		2	92.619	7.145	0.052	0.184
		4	97.231	2.648	0.023	0.099
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	62.319	1.790	32.386	3.504
		2	70.047	6.061	22.872	1.020
		4	68.251	13.236	18.157	0.356
		>15	59.533	21.443	18.837	0.187
PANEL 7	Produit	1	95.010	4.990	0	0
		2	95.870	3.898	0.212	0.021
		4	97.624	2.142	0.178	0.056
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	29.795	68.614	1.591	0.000
		2	31.071	63.048	5.676	0.206
		4	33.271	58.614	7.984	0.131
		>15	34.242	58.132	6.886	0.740

Annexe 6.6.b : Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du produit et des prix
– Nature du régime de change avec effets fixes individuelles (en %)

Pays	Variables	Horizon (années)	Choc d'offre	Choc de demande	Choc monétaire	Choc de change
PANEL 5	Produit	1	89.796	10.204	0	0
		2	93.442	5.368	1.052	0.137
		4	96.615	2.664	0.558	0.163
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	46.218	4.196	1.201	48.385
		2	43.871	1.632	0.757	53.740
		4	38.860	1.159	0.542	59.438
		>15	37.162	0.650	0.214	61.974
	Produit	1	85.005	14.995	0	0
		2	94.780	5.217	0.0003	0.0024
		4	98.179	1.810	0.0011	0.0104
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	72.112	17.695	0.055	10.138
		2	74.109	18.079	1.336	6.476
		4	70.724	22.520	1.907	4.849
		>15	63.438	28.543	2.283	5.736
PANEL 6a	Produit	1	45.842	54.158	0	0
		2	88.640	10.396	0.295	0.670
		4	95.237	4.089	0.402	0.273
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	67.033	7.932	15.254	9.781
		2	69.298	12.806	11.100	6.795
		4	66.885	16.825	9.661	6.629
		>15	62.595	19.365	10.086	7.954
	Produit	1	83.925	16.075	0	0
		2	92.133	7.575	0.005	0.287
		4	97.214	2.658	0.003	0.125
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	69.446	2.920	26.307	1.326
		2	77.211	7.052	15.388	0.349
		4	75.745	13.254	10.793	0.208
		>15	70.983	18.938	9.808	0.271
PANEL 6b	Produit	1	96.231	3.769	0	0
		2	97.377	2.386	0.220	0.017
		4	98.630	1.146	0.178	0.046
		>15	100	0	0	0
	Prix	1	26.251	61.873	11.625	0.251
		2	27.022	54.365	18.553	0.059
		4	28.622	49.871	21.057	0.450
		>15	29.293	50.689	18.299	1.719

Annexe 6.7 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables - Zones géographiques (PANEL 1)

PANEL 1	Δy		π		Δm		Δe	
Variables	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
Δy (-1)	0.283 [3.753]	0.159 [1.96]	0.279 [0.393]	0.089 [0.115]	1.010 [1.70]	0.461 [0.74]	2.812 [0.503]	-2.591 [-0.430]
Δy (-2)	0.084 [1.125]	-0.002 [-0.027]	0.865 [1.23]	1.022 [1.370]	1.744 [2.951]	1.863 [3.110]	6.087 [1.10]	3.437 [0.593]
π (-1)	-0.022 [-1.845]	-0.023 [-1.897]	0.206 [1.807]	0.204 [1.731]	0.085 [0.886]	0.133 [1.408]	0.171 [0.191]	0.293 [0.320]
π (-2)	0.021 [1.874]	0.014 [1.244]	-0.099 [-0.935]	-0.118 [-1.074]	0.064 [0.723]	0.060 [0.679]	-0.094 [-0.113]	-0.535 [-0.626]
Δm (-1)	-0.035 [-2.429]	-0.042 [-2.721]	0.489 [3.617]	0.402 [2.712]	0.414 [3.657]	0.187 [1.570]	3.551 [3.336]	2.975 [2.583]
Δm (-2)	-0.015 [-1.053]	-0.025 [-1.641]	0.107 [0.783]	0.056 [0.379]	0.019 [0.162]	-0.159 [-1.358]	-0.119 [-0.111]	-0.583 [-0.512]
Δe (-1)	0.002 [1.303]	0.001 [1.077]	0.024 [2.118]	0.026 [2.243]	0.014 [1.537]	0.021 [2.179]	-0.112 [-1.269]	-0.160 [-1.740]
Δe (-2)	0.002 [2.070]	0.003 [2.213]	-0.015 [-1.336]	-0.010 [-0.816]	-0.017 [-1.775]	-0.006 [-0.610]	-0.138 [-1.561]	-0.150 [-1.621]
Constante	0.035 [5.380]	-	0.036 [0.583]	-	0.076 [1.477]	-	-0.509 [-1.054]	-
R^2	0.316	0.367	0.411	0.435	0.319	0.401	0.117	0.176
R^2 ajusté	0.296	0.299	0.393	0.374	0.299	0.336	0.090	0.087
Durbin-Watson	1.991	2.001	2.015	2.020	2.001	1.998	1.994	1.971

EF: effets fixes ; Entre crochets: t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe	DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_POL	-0.019 [-0.801]	-0.257 [-1.150]	-0.404 [-2.254]	-0.421 [-0.243]	DUM_EST	-0.004 [-0.183]	-0.229 [-1.103]	-0.332 [-1.993]	-0.672 [-0.418]
DUM_HUN	-0.026 [-1.182]	-0.197 [-0.932]	-0.385 [-2.266]	-0.350 [-0.213]	DUM_LET	0.001 [0.037]	-0.279 [-1.361]	-0.247 [-1.498]	-0.884 [-0.554]
DUM_CZK	-0.035 [-1.552]	-0.224 [-1.041]	-0.391 [-2.26575]	-0.357 [-0.21415]	DUM_LIT	-0.024 [-1.088]	-0.154 [-0.739]	-0.307 [-1.841]	-0.689 [-0.427]
DUM_SLV	-0.017 [-0.786]	-0.230 [-1.08]	-0.437 [-2.56]	-0.360 [-0.218]	DUM_RUS	-0.019 [-0.879]	0.011 [0.055]	-0.050 [-0.307]	-0.533 [-0.336]
DUM_SLN	-0.020 [-0.902]	-0.248 [-1.185]	-0.358 [-2.130]	-0.492 [-0.302]	DUM_MOL	-0.047 [-2.148]	0.012 [0.058]	-0.112 [-0.663]	-0.061 [-0.034]
DUM_ALB	0.002 [0.091]	-0.256 [-1.231]	-0.368 [-2.211]	-0.624 [-0.387]	DUM_UKR	-0.036 [-1.692]	0.106 [0.514]	0.094 [0.569]	1.138 [0.711]
DUM_BUL	-0.021 [-0.993]	-0.041 [-0.199]	-0.182 [-1.102]	0.004 [0.002]	DUM_ARM	0.020 [0.912]	0.001 [0.006]	-0.182 [-1.078]	2.445 [1.500]
DUM_CRO	-0.022 [-1.011]	-0.093 [-0.442]	-0.346 [-2.056]	0.075 [0.046]	DUM_AZE	-0.015 [-0.687]	-0.007 [-0.033]	-0.077 [-0.463]	2.155 [1.339]
DUM_MAC	-0.045 [-2.009]	-0.117 [-0.546]	-0.315 [-1.831]	-0.207 [-0.124]	DUM_BEL	0.021 [0.942]	0.025 [0.117]	0.269 [1.574]	3.935 [2.379]
DUM_ROU	-0.009 [-0.400]	-0.062 [-0.306]	-0.122 [-0.743]	-0.565 [-0.357]	DUM_KAZ	0.066 [3.605]	0.198 [1.128]	0.419 [2.974]	0.092 [0.067]

Annexe 6.7 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables - Zones géographiques (PANEL 2)

PANEL 2	Δy		π		Δm		Δe	
Variables	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
Δy (-1)	0.148 [0.815]	0.133 [0.717]	1.975 [2.364]	2.008 [2.335]	2.610 [1.430]	2.948 [1.600]	2.009 [1.775]	2.021 [1.773]
Δy (-2)	0.091 [0.529]	0.023 [0.125]	-0.512 [-0.646]	-0.285 [-0.331]	-0.823 [-0.476]	0.248 [0.134]	-0.146 [-0.136]	0.156 [0.136]
π (-1)	0.042 [0.833]	0.041 [0.787]	0.679 [2.922]	0.680 [2.826]	0.754 [1.485]	0.902 [1.749]	1.009 [3.205]	1.033 [3.236]
π (-2)	0.152 [2.662]	0.135 [2.226]	-0.402 [-1.531]	-0.341 [-1.213]	-0.786 [-1.369]	-0.455 [-0.754]	-0.425 [-1.192]	-0.298 [-0.799]
Δm (-1)	-0.027 [-1.756]	-0.026 [-1.551]	-0.052 [-0.726]	-0.058 [-0.758]	0.013 [0.081]	-0.080 [-0.487]	-0.144 [-1.487]	-0.167 [-1.652]
Δm (-2)	-0.02389 [-1.389]	-0.021 [-1.159]	0.065744 [0.831]	0.055 [0.641]	0.160823 [0.930]	0.060 [0.331]	0.045269 [0.422]	0.012 [0.111]
Δe (-1)	0.005734 [0.249]	0.008 [0.318]	-0.05383 [-0.508]	-0.064 [-0.580]	-0.04658 [-0.201]	-0.086 [-0.362]	-0.06233 [-0.434]	-0.117 [-0.797]
Δe (-2)	-0.08032 [-3.647]	-0.079 [-3.478]	0.250953 [2.477]	0.244 [2.317]	0.461431 [2.085]	0.425 [1.878]	0.14776 [1.076]	0.100 [0.717]
Constante	0.017111 [2.061]	-	0.015315 [0.401]	-	0.068031 [0.815]	-	-0.07568 [-1.461]	-
R ²	0.280	0.304	0.257	0.273	0.131	0.181	0.222	0.272
R ² ajusté	0.191	0.165	0.164	0.128	0.022	0.017	0.124	0.126
Durbin-Watson	1.989	1.984	1.925	1.921	1.914	1.776	1.993	1.914

EF: effets fixes ; Entre crochets: t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_POL	0.009 [0.961]	-0.044 [-1.010]	-0.072 [-0.779]	-0.079 [-1.376]
DUM_HUN	-0.004 [-0.454]	0.002 [0.038]	-0.041 [-0.468]	-0.018 [-0.323]
DUM_CZK	-0.002 [-0.222]	-0.005 [-0.109]	0.091 [0.937]	-0.047 [-0.779]
DUM_SLV	0.002 [0.185]	-0.016 [-0.379]	-0.090 [-0.972]	-0.099 [-1.735]
DUM_SLN	0.020 [1.791]	0.015 [0.280]	0.024 [0.211]	-0.041 [-0.591]

Annexe 6.7 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables - Zones géographiques (PANEL 3)

PANEL 3		Δy		π		Δm		Δe	
Variables	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	
Δy (-1)	0.408 [2.637]	0.252 [1.464]	-0.672 [-0.411]	-0.292 [-0.158]	1.186 [1.128]	1.443 [1.305]	-0.588 [-0.133]	0.117 [0.023]	
π (-1)	0.021 [1.147]	0.019 [1.032]	-0.380 [-1.951]	-0.389 [-1.958]	-0.205 [-1.638]	-0.222 [-1.877]	-0.449 [-0.851]	-0.432 [-0.803]	
Δm (-1)	-0.013 [-0.649]	-0.014 [-0.671]	0.378 [1.735]	0.302 [1.303]	0.081 [0.577]	-0.055 [-0.397]	0.461 [0.781]	0.376 [0.600]	
Δe (-1)	-0.00128 [-0.170]	-0.003 [-0.427]	0.260113 [3.281]	0.271 [3.275]	0.162212 [3.183]	0.179 [3.640]	0.15636 [0.729]	0.139 [0.622]	
Constante	0.01638 [1.701]	-	0.197207 [1.939]	-	0.226802 [3.47]	-	0.322533 [1.172]	-	
R^2	0.123	0.185	0.257	0.283	0.149	0.293	0.020	0.054	
R^2 ajusté	0.068	0.076	0.211	0.187	0.096	0.199	-0.042	-0.073	
Durbin-Watson	1.960	1.905	2.026	2.039	2.050	2.018	2.010	2.042	

EF: effets fixes ; Entre crochets: t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_ALB	0.022 [1.279]	-0.259 [-1.370]	-0.311 [-2.762]	-0.387 [-0.756]
DUM_BUL	-0.006 [-0.345]	-0.081 [-0.458]	-0.127 [-1.202]	0.280 [0.584]
DUM_CRO	0.002 [0.096]	-0.140 [-0.766]	-0.305 [-2.804]	0.120 [0.243]
DUM_MAC	-0.015 [-0.881]	-0.172 [-0.913]	-0.286 [-2.550]	-0.166 [-0.325]
DUM_ROU	0.023 [1.423]	0.335 [1.962]	0.461 [4.534]	0.352 [0.763]

Annexe 6.7 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables - Zones géographiques (PANEL 4)

PANEL 4	Δy		π		Δm		Δe	
Variables	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
Δy (-1)	0.207 [1.899]	0.090 [0.768]	0.663 [0.643]	0.623 [0.550]	0.826 [0.930]	0.474 [0.498]	2.592 [0.287]	-3.976 [-0.407]
Δy (-2)	0.140 [1.338]	0.056 [0.515]	0.561 [0.568]	0.660 [0.628]	1.820 [2.137]	1.838 [2.081]	5.666 [0.654]	1.686 [0.186]
π (-1)	-0.049 [-2.458]	-0.049 [-2.403]	0.289 [1.548]	0.281 [1.436]	0.117 [0.724]	0.185 [1.121]	0.086 [0.054]	0.242 [0.143]
π (-2)	0.031 [1.707]	0.021 [1.142]	-0.154 [-0.902]	-0.176 [-0.973]	0.045 [0.302]	0.040 [0.262]	-0.303 [-0.202]	-1.062 [-0.681]
Δm (-1)	-0.031 [-1.296]	-0.034 [-1.374]	0.476 [2.136]	0.446 [1.842]	0.412 [2.144]	0.237 [1.167]	4.330 [2.216]	3.817 [1.828]
Δm (-2)	-0.019 [-0.826]	-0.024 [-0.964]	0.101 [0.456]	0.103 [0.433]	-0.073 [-0.383]	-0.192 [-0.965]	-0.373 [-0.192]	-0.537 [-0.263]
Δe (-1)	0.003 [1.600]	0.002 [1.289]	0.018 [1.198]	0.019 [1.169]	0.010 [0.759]	0.013 [0.990]	-0.168 [-1.266]	-0.220 [-1.601]
Δe (-2)	0.003 [2.090]	0.003 [2.053]	-0.015 [-0.997]	-0.014 [-0.869]	-0.012 [-0.920]	-0.007 [-0.496]	-0.135 [-1.006]	-0.155 [-1.113]
Constante	0.044 [3.662]	-	0.077 [0.680]	-	0.198 [2.026]	-	-0.221 [-0.222]	-
R ²	0.392	0.435	0.434	0.452	0.325	0.378	0.123	0.177
R ² ajusté	0.354	0.355	0.399	0.374	0.283	0.289	0.068	0.061
Durbin-Watson	1.967	1.953	2.008	2.008	1.976	1.994	1.984	1.898

EF: effets fixes ; Entre crochets: t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe	DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_EST	0.005 [0.183]	-0.247 [-0.897]	-0.332 [-1.439]	-0.434 [-0.183]	DUM_UKR	-0.037 [-1.352]	0.120 [0.458]	0.097 [0.437]	1.084 [0.478]
DUM_LET	-0.003 [-0.103]	-0.262 [-1.001]	-0.237 [-1.079]	-0.882 [-0.391]	DUM_ARM	0.019 [0.690]	0.021 [0.077]	-0.167 [-0.737]	2.737 [1.1767]
DUM_LIT	-0.025 [-0.920]	-0.126 [-0.476]	-0.299 [-1.337]	-0.632 [-0.275]	DUM_AZE	-0.017 [-0.619]	0.022 [0.084]	-0.062 [-0.281]	2.274 [0.997]
DUM_RUS	-0.018 [-0.683]	0.017 [0.067]	-0.052 [-0.238]	-0.571 [-0.255]	DUM_BEL	0.018 [0.621]	0.019 [0.069]	0.281 [1.220]	4.008 [1.698]
DUM_MOL	-0.047 [-1.702]	0.035 [0.131]	-0.108 [-0.476]	-0.103 [-0.045]	DUM_KAZ	0.070 [2.856]	0.139 [0.591]	0.399 [2.020]	0.043 [0.021]

Annexe 6.8 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables – Nature du régime de change (PANEL 5)

PANEL 5 Variables	Δy		π		Δm		Δe	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
Δy (-1)	0.324 [2.298]	0.139 [0.951]	2.500 [2.152]	3.249 [2.589]	1.592 [1.796]	1.471 [1.548]	3.070 [1.192]	5.119 [1.883]
Δy (-2)	-0.109 [-0.811]	-0.201 [-1.497]	-0.298 [-0.269]	-0.113 [-0.098]	1.423 [1.683]	1.380 [1.581]	-0.662 [-0.270]	-0.654 [-0.262]
π (-1)	-0.038 [-1.236]	-0.065 [-2.041]	0.715 [2.813]	0.868 [3.200]	0.264 [1.361]	0.274 [1.333]	0.621 [1.102]	1.157 [1.967]
π (-2)	0.032 [1.301]	0.017 [0.694]	-0.074 [-0.363]	-0.043 [-0.203]	0.149 [0.960]	0.123 [0.764]	-0.152 [-0.336]	-0.079 [-0.173]
Δm (-1)	0.013 [0.786]	0.010 [0.607]	0.067 [0.499]	0.048 [0.346]	-0.058 [-0.572]	-0.127 [-1.203]	-0.141 [-0.475]	-0.215 [-0.715]
Δm (-2)	-0.027 [-1.668]	-0.030 [-1.845]	-0.038 [-0.284]	-0.053 [-0.384]	-0.063 [-0.612]	-0.120 [-1.137]	-0.239 [-0.803]	-0.321 [-1.063]
Δe (-1)	0.022 [2.020]	0.031 [2.785]	-0.136 [-1.525]	-0.205 [-2.114]	-0.074 [-1.089]	-0.083 [-1.123]	-0.223 [-1.126]	-0.467 [-2.219]
Δe (-2)	-0.008 [-0.865]	0.002 [0.163]	-0.058 [-0.775]	-0.107 [-1.316]	-0.037 [-0.640]	-0.031 [-0.498]	-0.015 [-0.091]	-0.181 [-1.023]
Constante	0.031 [3.683]	-	-0.019 [-0.276]	-	0.050 [0.935]	-	0.019 [0.121]	-
R ²	0.181	0.286	0.129	0.178	0.094	0.157	0.023	0.118
R ² ajusté	0.124	0.179	0.068	0.055	0.031	0.031	-0.045	-0.014
Durbin-Watson	1.987	2.004	2.006	1.968	2.039	2.031	2.001	1.907

EF: effets fixes ; Entre crochets : t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_POL	0.008 [0.522]	-0.054 [-0.416]	-0.086 [-0.868]	0.115 [0.408]
DUM_HUN	-0.004 [-0.250]	0.002 [0.013]	-0.077 [-0.795]	0.183 [0.665]
DUM_CZK	-0.013 [-0.814]	-0.006 [-0.046]	-0.087 [-0.865]	0.134 [0.464]
DUM_SLV	0.010 [0.652]	-0.061 [-0.477]	-0.145 [-1.505]	0.049 [0.176]
DUM_CRO	-0.010 [-0.660]	0.167 [1.243]	0.001 [0.013]	0.769 [2.645]
DUM_MAC	-0.030 [-1.915]	0.132 [0.984]	0.015 [0.149]	0.439 [1.508]
DUM_EST	0.019 [1.347]	-0.057 [-0.461]	-0.015 [-0.164]	0.011 [0.042]
DUM_LET	0.021 [1.458]	-0.069 [-0.546]	0.088 [0.916]	0.056 [0.204]
DUM_LIT	0.047 [3.089]	-0.071 [-0.543]	0.116 [1.171]	-0.277 [-0.981]

Annexe 6.8 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables – Nature du régime de change (PANEL 6)

Variables	Δy		π		Δm		Δe	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
Δy (-1)	0.281 [2.769]	0.169 [1.532]	-0.341 [-0.344]	-0.423 [-0.387]	0.357 [0.436]	0.022 [0.025]	-0.589 [-0.070]	-6.537 [-0.711]
Δy (-2)	0.137 [1.376]	0.058 [0.558]	0.918 [0.945]	1.039 [0.997]	1.781 [2.215]	1.957 [2.333]	7.352 [0.886]	3.844 [0.439]
π (-1)	-0.020 [-1.053]	-0.021 [-1.023]	0.061 [0.323]	0.078 [0.382]	-0.051 [-0.323]	0.063 [0.388]	-1.302 [-0.803]	-1.077 [-0.631]
π (-2)	0.018 [0.999]	0.011 [0.586]	-0.103 [-0.580]	-0.114 [-0.605]	0.035 [0.240]	0.065 [0.428]	0.038 [0.025]	-0.506 [-0.321]
Δm (-1)	-0.055 [-2.147]	-0.060 [-2.112]	0.710 [2.812]	0.643 [2.270]	0.636 [3.041]	0.385 [1.690]	6.194 [2.871]	5.773 [2.429]
Δm (-2)	-0.004 [-0.153]	-0.010 [-0.368]	0.026 [0.101]	0.005 [0.018]	-0.040 [-0.192]	-0.210 [-0.943]	-0.662 [-0.305]	-0.822 [-0.356]
Δe (-1)	0.003 [1.666]	0.002 [1.351]	0.014 [0.941]	0.016 [0.982]	0.003 [0.274]	0.010 [0.742]	-0.224 [-1.715]	-0.283 [-2.046]
Δe (-2)	0.003 [1.728]	0.003 [1.670]	-0.011 [-0.709]	-0.009 [-0.526]	-0.014 [-1.086]	-0.006 [-0.478]	-0.123 [-0.934]	-0.159 [-1.141]
Constante	0.039 [3.550]	-	0.111 [1.036]	-	0.175 [1.964]	-	-0.414 [-0.451]	-
R^2	0.383	0.419	0.432	0.445	0.344	0.394	0.138	0.187
R^2 ajusté	0.348	0.340	0.401	0.370	0.307	0.312	0.089	0.077
Durbin-Watson	1.977	1.982	2.001	2.004	1.969	1.978	1.980	1.952

EF: effets fixes ; Entre crochets: t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe	DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_SLN	-0.022 [-0.809]	-0.235 [-0.864]	-0.356 [-1.621]	-0.040 [-0.018]	DUM_UKR	-0.034 [-1.316]	0.095 [0.374]	0.088 [0.429]	1.122 [0.523]
DUM_ALB	-0.001 [-0.027]	-0.230 [-0.887]	-0.341 [-1.634]	-0.256 [-0.118]	DUM_ARM	0.016 [0.606]	0.051 [0.192]	-0.138 [-0.644]	3.015 [1.351]
DUM_BUL	-0.021 [-0.819]	-0.026 [-0.101]	-0.167 [-0.805]	0.282 [0.131]	DUM_AZE	-0.016 [-0.606]	0.015 [0.056]	-0.053 [-0.253]	2.500 [1.151]
DUM_ROU	-0.009 [-0.336]	-0.063 [-0.249]	-0.123 [-0.607]	-0.475 [-0.225]	DUM_BEL	0.018 [0.685]	0.018 [0.067]	0.268 [1.246]	3.728 [1.661]
DUM_RUS	-0.017 [-0.663]	0.007 [0.026]	-0.051 [-0.252]	-0.534 [-0.252]	DUM_KAZ	0.065 [2.797]	0.176 [0.758]	0.388 [2.079]	-0.452 [-0.232]
DUM_MOL	-0.045 [-1.696]	0.012 [0.046]	-0.108 [-0.512]	0.094 [0.043]					

Annexe 6.8 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables – Nature du régime de change (PANEL 6a)

PANEL 6a Variables	Δy		π		Δm		Δe	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
$\Delta y (-1)$	0.226 [1.356]	0.214 [1.222]	0.182 [0.098]	0.557 [0.299]	0.555 [0.506]	0.861 [0.811]	0.461 [0.089]	1.938 [0.369]
$\Delta y (-2)$	0.278 [2.038]	0.256 [1.669]	-0.856 [-0.566]	-0.133 [-0.081]	-0.112 [-0.125]	0.479 [0.515]	-2.025 [-0.480]	0.848 [0.184]
$\pi (-1)$	0.158 [2.739]	0.148 [2.369]	-0.629 [-0.986]	-0.494 [-0.741]	-0.041 [-0.107]	0.071 [0.188]	-2.065 [-1.160]	-1.266 [-0.674]
$\pi (-2)$	0.068 [1.456]	0.062 [1.210]	-0.491 [-0.951]	-0.261 [-0.480]	-0.287 [-0.939]	-0.101 [-0.324]	-1.137 [-0.789]	-0.298 [-0.194]
$\Delta m (-1)$	-0.116 [-1.890]	-0.112 [-1.680]	1.114 [1.640]	0.725 [1.018]	0.531 [1.318]	0.216 [0.533]	2.857 [1.507]	1.717 [0.856]
$\Delta m (-2)$	-0.043 [-0.851]	-0.043 [-0.778]	0.057 [0.101]	-0.243 [-0.416]	0.274 [0.818]	0.033 [0.099]	0.144 [0.092]	-0.589 [-0.358]
$\Delta e (-1)$	-0.082 [-6.066]	-0.080 [-5.366]	0.229 [1.522]	0.230 [1.450]	0.002 [0.017]	0.001 [0.009]	0.189 [0.450]	0.055 [0.124]
$\Delta e (-2)$	-0.031 [-1.840]	-0.028 [-1.531]	0.188 [1.018]	0.165 [0.852]	0.080 [0.731]	0.060 [0.545]	0.553 [1.070]	0.347 [0.637]
Constante	0.037 [3.106]	-	0.098 [0.738]	-	0.108 [1.374]	-	0.037 [0.100]	-
R^2	0.762	0.764	0.305	0.364	0.255	0.372	0.064	0.128
R^2 ajusté	0.720	0.702	0.181	0.197	0.123	0.208	-0.102	-0.101
Durbin-Watson	2.075	2.049	1.967	1.912	1.963	1.912	1.976	1.853

EF: effets fixes ; Entre crochets: t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_SLN	-0.001 [-0.035]	-0.278 [-1.525]	-0.226 [-2.182]	-0.770 [-1.500]
DUM_ALB	0.007 [0.356]	-0.229 [-1.170]	-0.187 [-1.673]	-0.869 [-1.576]
DUM_ROU	0.007 [0.429]	0.030 [0.172]	0.020 [0.201]	-0.345 [-0.701]
DUM_MOL	0.036 [2.123]	0.303 [1.683]	0.275 [2.679]	0.641 [1.262]

Annexe 6.8 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables – Nature du régime de change (PANEL 6b)

Variables	Δy		π		Δm		Δe	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
$\Delta y (-1)$	0.442 [3.700]	0.318 [2.37]	0.087 [0.067]	0.225 [0.151]	1.716 [1.531]	1.799 [1.403]	6.773 [0.575]	2.110 [0.158]
$\pi (-1)$	0.024 [1.191]	0.019 [0.897]	-0.201 [-0.908]	-0.221 [-0.927]	-0.261 [-1.363]	-0.214 [-1.043]	-3.002 [-1.489]	-3.465 [-1.613]
$\Delta m (-1)$	-0.076 [-2.717]	-0.082 [-2.701]	0.921 [3.030]	0.978 [2.901]	0.828 [3.152]	0.737 [2.540]	7.561 [2.738]	7.971 [2.627]
$\Delta e (-1)$	0.002252 [1.376]	0.002 [1.230]	0.016712 [0.940]	0.015 [0.804]	0.008656 [0.563]	0.012 [0.712]	-0.19323 [-1.196]	-0.238 [-1.393]
Constante	0.041866 [3.386]	-	0.120154 [0.895]	-	0.208992 [1.801]	-	-0.49812 [-0.408]	-
R^2	0.404	0.435	0.414	0.417	0.287	0.295	0.104	0.126
R^2 ajusté	0.378	0.369	0.388	0.349	0.256	0.213	0.065	0.024
Durbin-Watson	1.912	1.944	1.805	1.823	1.883	1.857	1.960	1.945

EF: effets fixes ; Entre crochets: t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_BUL	-0.015 [-0.535]	-0.005 [-0.017]	-0.101 [-0.383]	0.771 [0.281]
DUM_RUS	-0.016 [-0.610]	0.027 [0.090]	-0.015 [-0.057]	-0.138 [-0.052]
DUM_UKR	-0.029 [-1.076]	0.069 [0.230]	0.083 [0.319]	1.156 [0.427]
DUM_ARM	0.016 [0.590]	0.074 [0.240]	-0.105 [-0.399]	2.753 [0.998]
DUM_AZER	-0.010 [-0.386]	0.024 [0.080]	-0.026 [-0.102]	2.473 [0.915]
DUM_BEL	0.024 [0.855]	-0.099 [-0.321]	0.096 [0.360]	2.114 [0.761]
DUM_KAZ	0.056 [2.493]	0.084 [0.334]	0.237 [1.100]	-1.575 [-0.699]

Annexe 6.8 : Estimation du modèle VAR canonique à quatre variables – Nature du régime de change (PANEL 7)

Variables	Δy		π		Δm		Δe	
	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF	Sans EF	Avec EF
Δy (-1)	0.348 [6.812]	0.310 [5.965]	-1.022 [-2.406]	-0.984 [-2.261]	-0.941 [-2.087]	-0.730 [-1.597]	530.415 [0.777]	844.936 [1.217]
Δy (-2)	-0.119 [-2.346]	-0.152 [-2.965]	0.276 [0.656]	0.257 [0.599]	0.545 [1.219]	0.634 [1.406]	513.241 [0.758]	781.372 [1.140]
π (-1)	-0.025 [-2.185]	-0.031 [-2.575]	0.518 [5.421]	0.521 [5.184]	0.199 [1.957]	0.295 [2.793]	320.299 [2.085]	404.190 [2.521]
π (-2)	0.003 [0.292]	0.000 [-0.016]	-0.015 [-0.167]	-0.025 [-0.27]	0.087 [0.938]	0.147 [1.538]	499.090 [3.538]	554.614 [3.825]
Δm (-1)	0.019 [1.733]	0.023 [2.047]	0.573 [6.311]	0.555 [5.814]	0.709 [7.349]	0.601 [5.995]	-85.172 [-0.584]	-145.849 [-0.958]
Δm (-2)	-0.004 [-0.367]	0.002 [0.138]	-0.322 [-3.340]	-0.330 [-3.243]	-0.285 [-2.791]	-0.392 [-3.674]	-628.336 [-4.062]	-714.168 [-4.403]
Δe (-1)	0.000 [0.528]	0.000 [0.746]	0.000 [-2.274]	0.000 [-2.109]	0.000 [-2.269]	0.000 [-2.026]	-0.072 [-1.417]	-0.099 [-1.925]
Δe (-2)	0.000 [0.078]	0.000 [0.151]	0.000 [4.715]	0.000 [4.800]	0.000 [4.835]	0.000 [5.218]	-0.005 [-0.107]	-0.025 [-0.494]
Constante	0.027 [7.656]	-	0.111 [3.732]	-	0.147 [4.658]	-	-18.521 [-0.387]	-
R^2	0.150	0.180	0.713	0.719	0.636	0.651	0.061	0.093
R^2 ajusté	0.135	0.144	0.708	0.706	0.629	0.635	0.044	0.052
Durbin-Watson	1.982	1.986	1.944	1.956	1.921	1.932	2.024	2.051

EF: effets fixes ; Entre crochets: t-statistique

DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe	DUMMY_PAYS	Δy	π	Δm	Δe
DUM_ARG	-0.002 [-0.219]	0.150 [1.629]	0.173 [1.795]	-47.072 [-0.321]	DUM_ECU	0.019 [1.692]	0.061 [0.660]	-0.137 [-1.396]	-182.612 [-1.228]
DUM_BOL	-0.001 [-0.060]	0.046 [0.520]	0.084 [0.900]	19.199 [0.135]	DUM_MEX	0.009 [0.807]	0.017 [0.193]	0.006 [0.069]	-8.071 [-0.057]
DUM_BRE	0.014 [1.226]	0.169 [1.825]	0.235 [2.416]	-37.019 [-0.251]	DUM_NIC	-0.010 [-0.945]	0.113 [1.250]	0.102 [1.071]	351.242 [2.430]
DUM_CHI	0.008 [0.762]	0.026 [0.291]	0.083 [0.882]	33.120 [0.232]	DUM_PER	0.003 [0.321]	0.103 [1.156]	0.103 [1.093]	-44.022 [-0.308]
DUM_COS	0.013 [1.252]	-0.010 [-0.116]	0.013 [0.134]	23.946 [0.168]	DUM_URU	-0.004 [-0.330]	0.044 [0.499]	0.050 [0.534]	2.784 [0.020]
DUM_DOM	0.020 [1.856]	-0.005 [-0.052]	-0.009 [-0.097]	-3.616 [-0.025]	DUM_VEN	0.023 [2.972]	0.066 [1.008]	0.110 [1.608]	-37.383 [-0.361]

Annexe 6.9 : *Nombre de périodes d'effectivité du choc négatif du taux de change ou de la monnaie sur l'activité – Zones géographiques et modèles VAR à quatre variables (en années)*

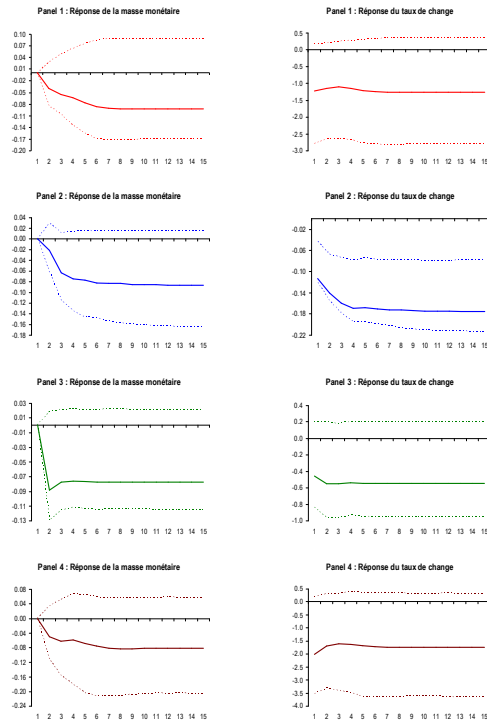
Zones géographiques	Périodes d'effectivité de la politique de désinflation			
	Ancrage nominal du taux de change		Ancrage nominal de la monnaie	
	Sans effets individuels	Avec effets individuels	Sans effets individuels	Avec effets individuels
PANEL 1 - PECO	6	6	6	4
PANEL 2 - Central	5	5	4	5
PANEL 3 - Balkan	3	3	3	3
PANEL 4 - Soviétique	3	4	2	2

Annexe 6.10 : *Nombre de périodes d'effectivité du choc négatif du taux de change ou de la monnaie sur l'activité – Nature du régime de change et modèles VAR à quatre variables (en années)*

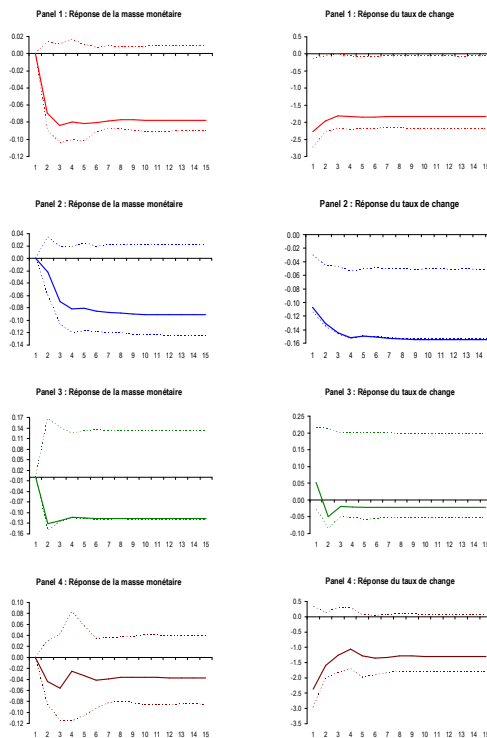
Degré d'engagement désinflationniste	Périodes d'effectivité de la politique de désinflation			
	Ancrage nominal du taux de change		Ancrage nominal de la monnaie	
	Sans effets individuels	Avec effets individuels	Sans effets individuels	Avec effets individuels
Europe centrale et orientale				
PANEL 5 - "Régimes fixes"	5	5	3	3
PANEL 6 - "Régimes flexibles"	3	4	3	3
- PANEL 6a: "maintenus"	6	4	6	4
- PANEL 6b: "basculés"	6	4	6	2
PANEL 7: Amérique latine	4	4	7	5

Annexe 6.11 : Modèles VAR à quatre variables et fonctions de réponse de la masse monétaire et du taux de change au choc négatif du taux de change – Zones géographiques

*** Modèles sans effets fixes**

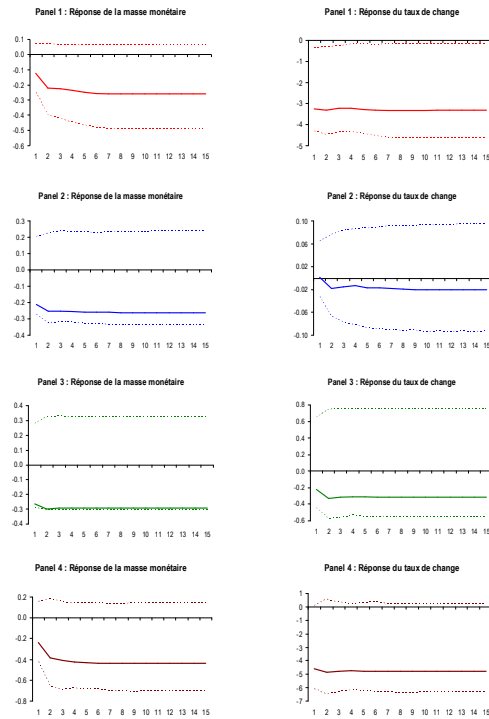


*** Modèles avec effets fixes**

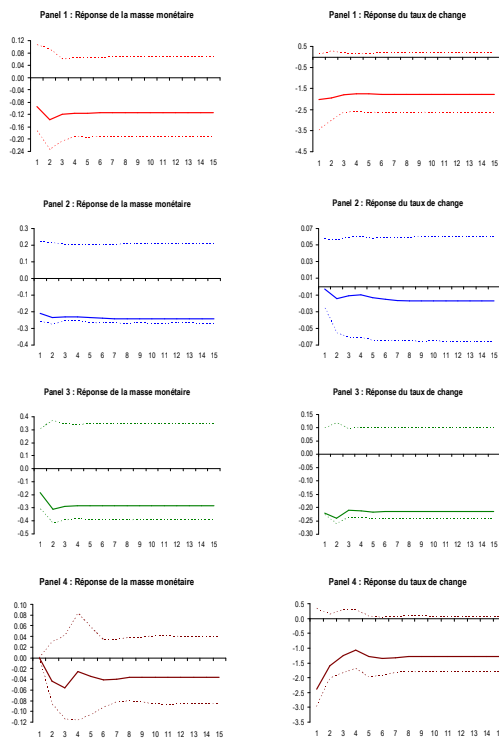


Annexe 6.12 : Modèles VAR à quatre variables et fonctions de réponse de la masse monétaire et du taux de change au choc monétaire négatif – Zones géographiques

*** Modèles sans effets fixes**

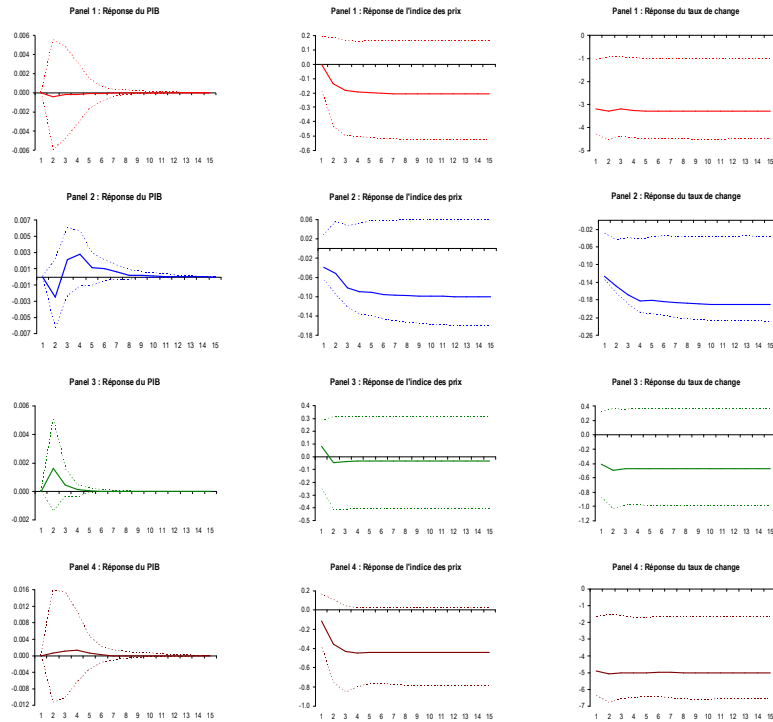


*** Modèles avec effets fixes**

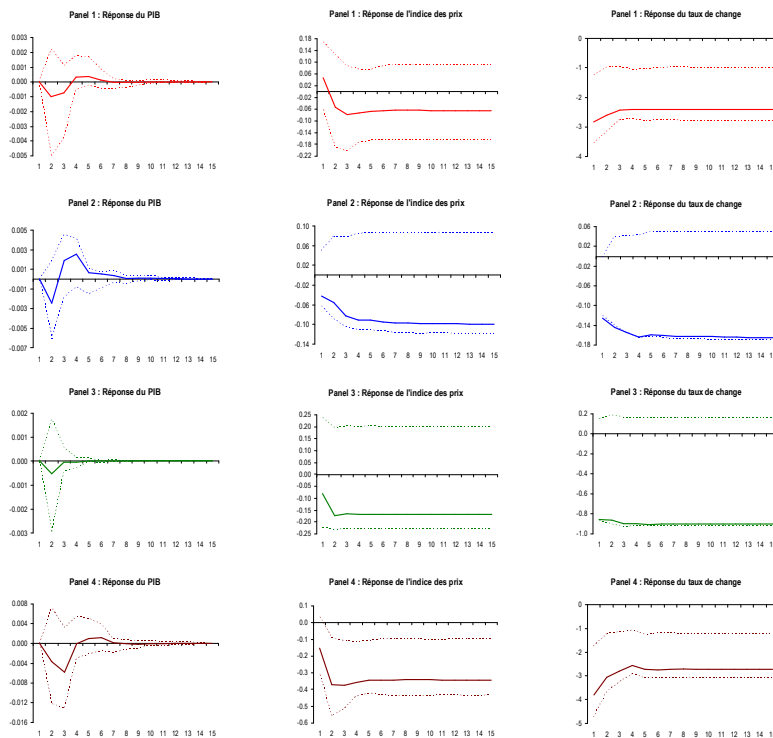


Annexe 6.13 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse au choc négatif du taux de change – Zones géographiques

*** Modèles sans effets fixes**

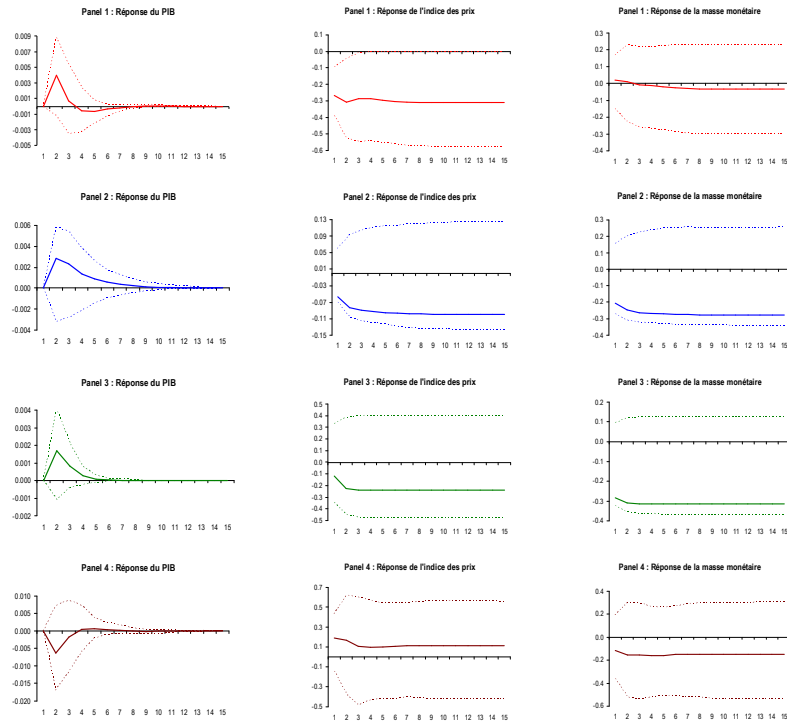


*** Modèles avec effets fixes**

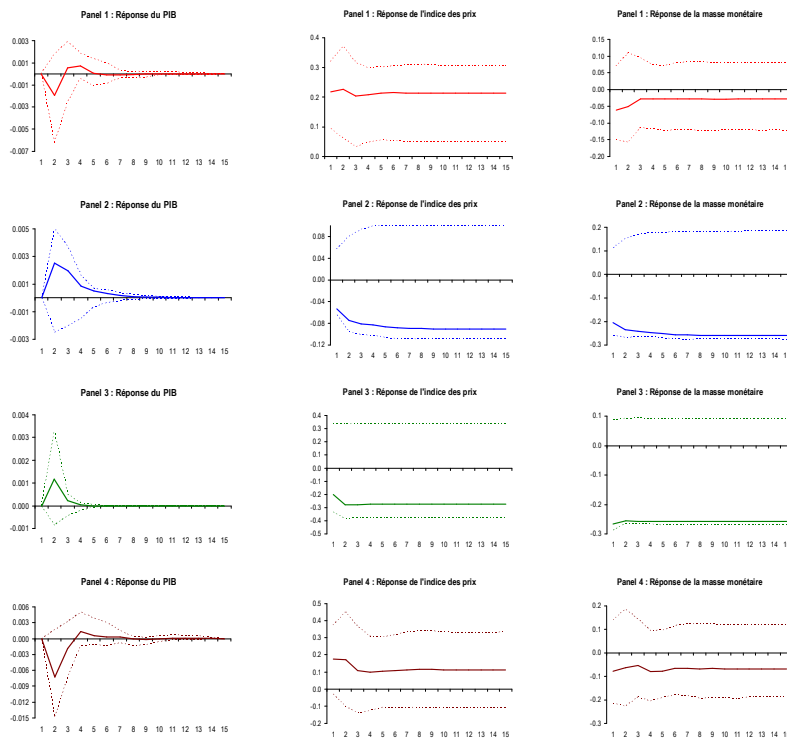


Annexe 6.14 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse au choc monétaire négatif – Zones géographiques

*** Modèles sans effets fixes**

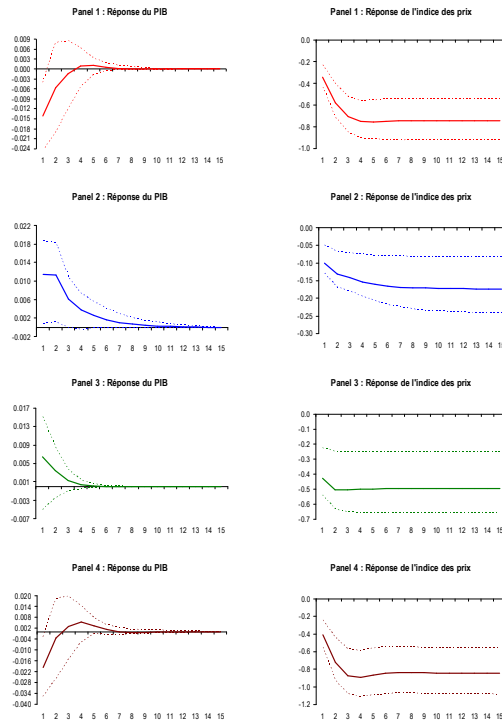


*** Modèles avec effets fixes**

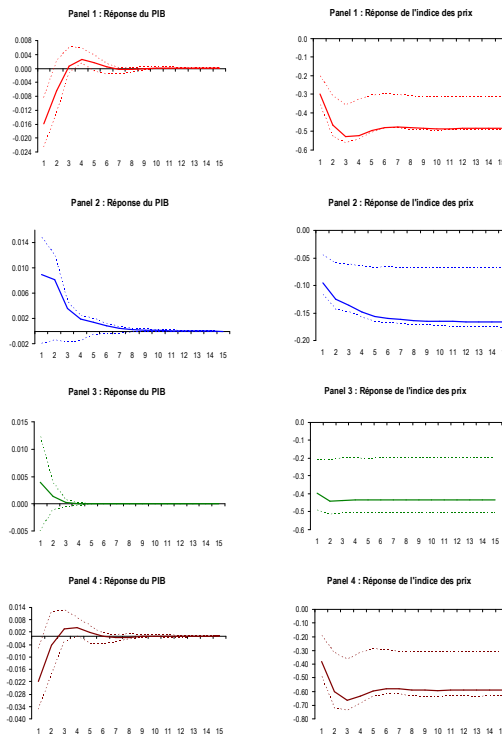


Annexe 6.15 : Modèles VAR à deux variables et fonctions de réponse au choc négatif de la demande agrégée assimilée à la politique monétaire restrictive – Zones géographiques

*** Modèles sans effets fixes**

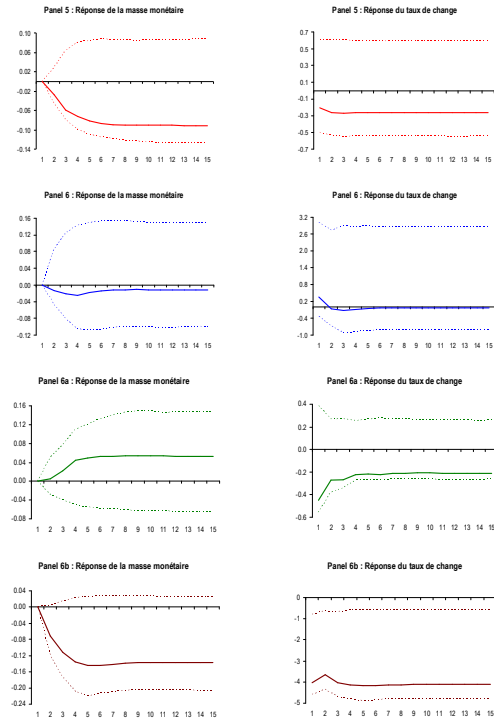


*** Modèles avec effets fixes**

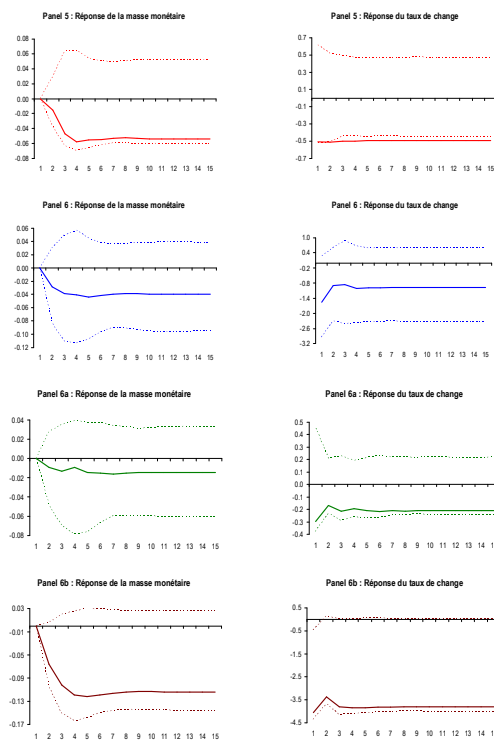


Annexe 6.16 : Modèles VAR à quatre variables et fonctions de réponse de la masse monétaire et du taux de change au choc négatif du taux de change en Europe centrale et orientale – Nature du régime de change

*** Modèles sans effets fixes**

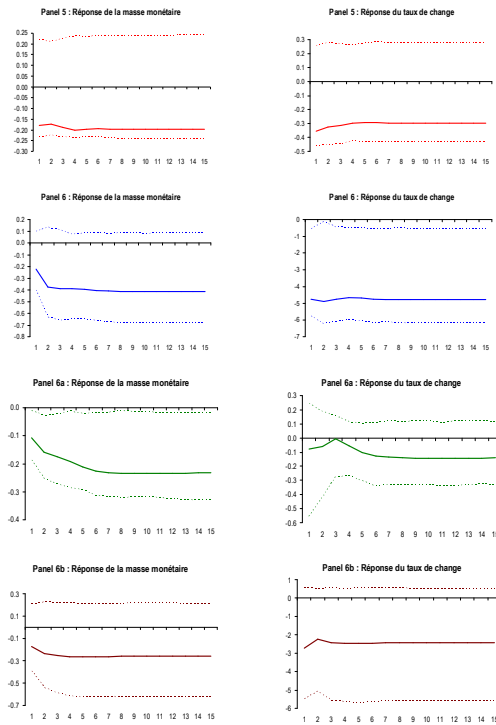


*** Modèles avec effets fixes**

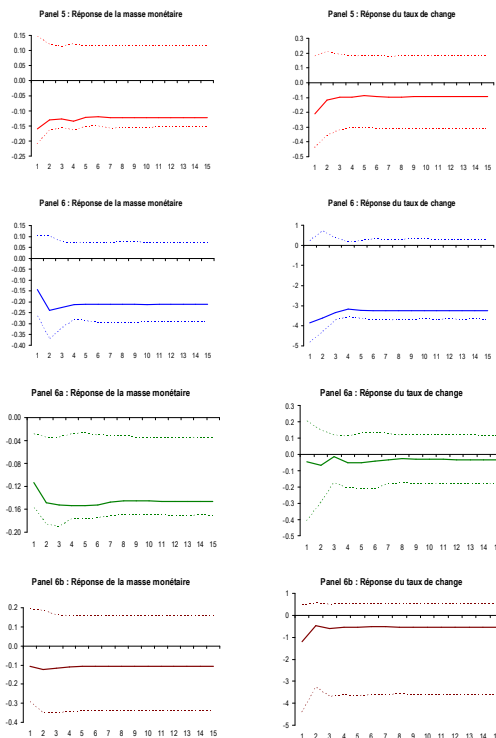


Annexe 6.17 : Modèles VAR à quatre variables et fonctions de réponse de la masse monétaire et du taux de change au choc monétaire négatif en Europe centrale et orientale – Nature du régime de change

*** Modèles sans effets fixes**

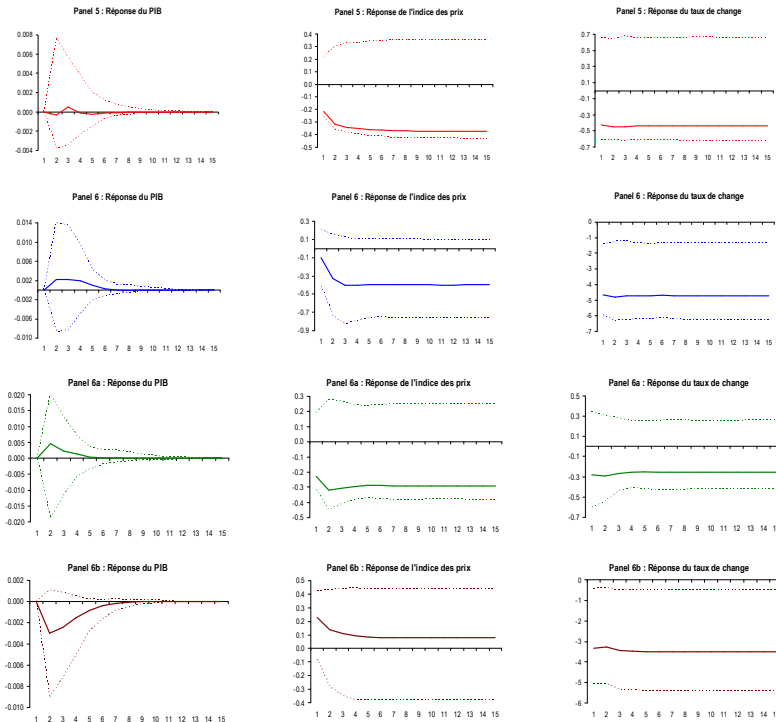


*** Modèles avec effets fixes**

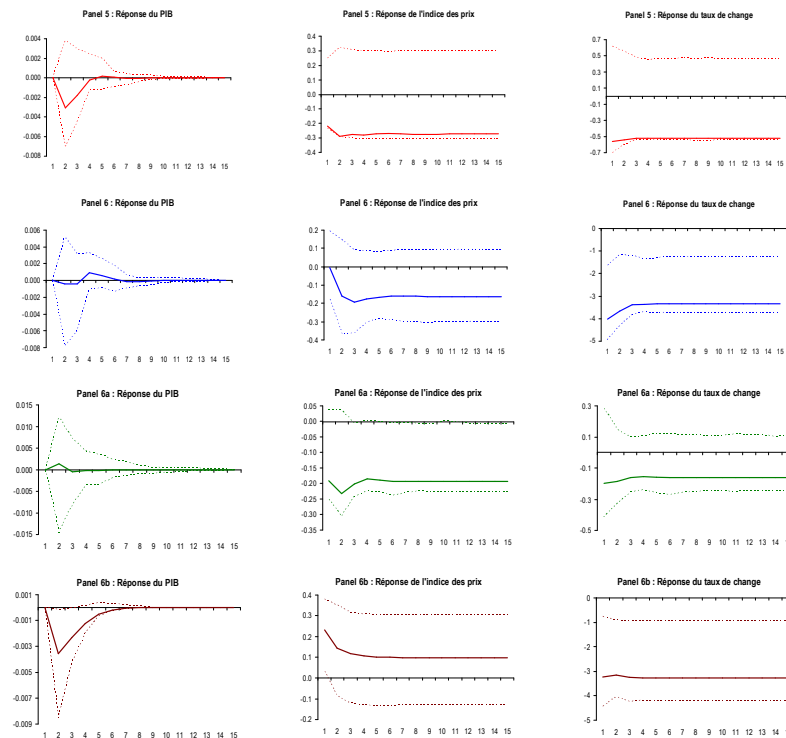


Annexe 6.18 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse au choc négatif du taux de change en Europe centrale et orientale – Nature du régime de change

*** Modèles sans effets fixes**

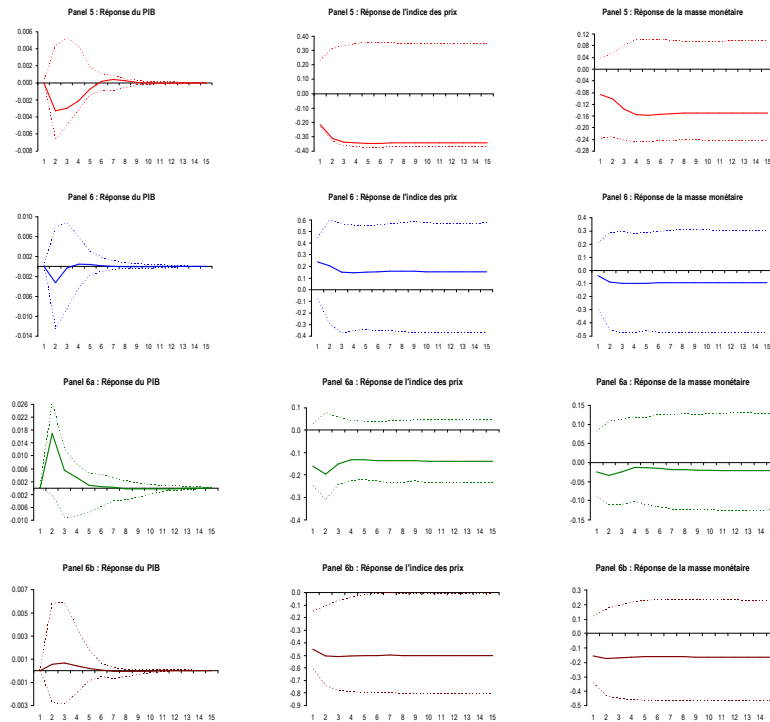


*** Modèles avec effets fixes**

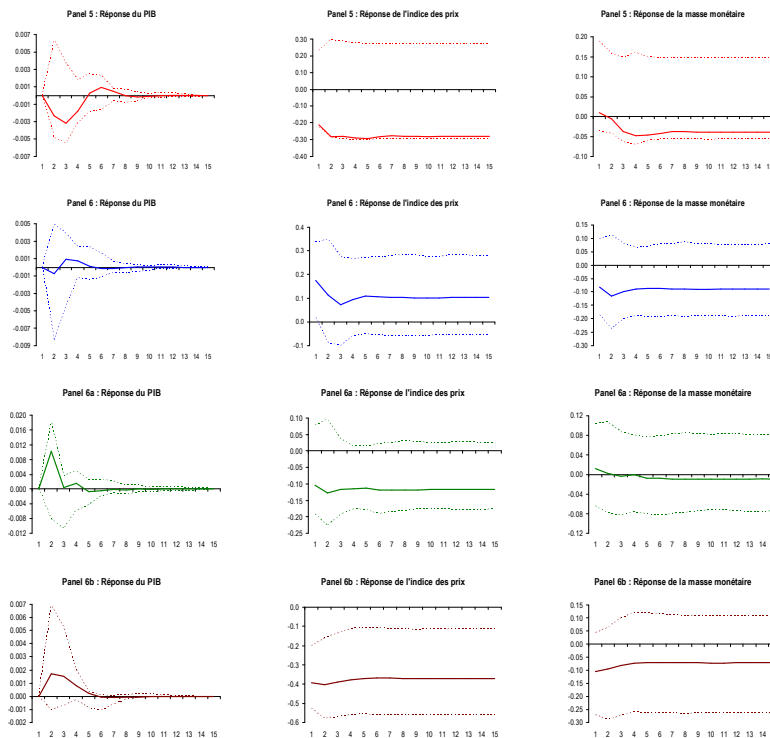


Annexe 6.19 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse au choc monétaire négatif en Europe centrale et orientale – Nature du régime de change

*** Modèles sans effets fixes**

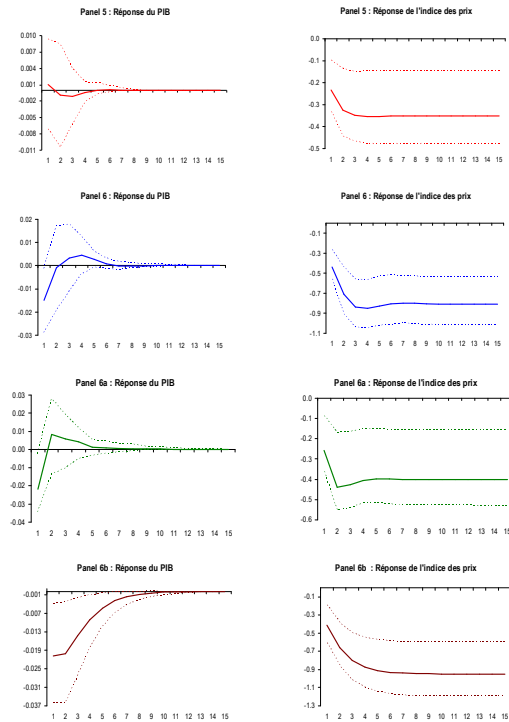


*** Modèles avec effets fixes**

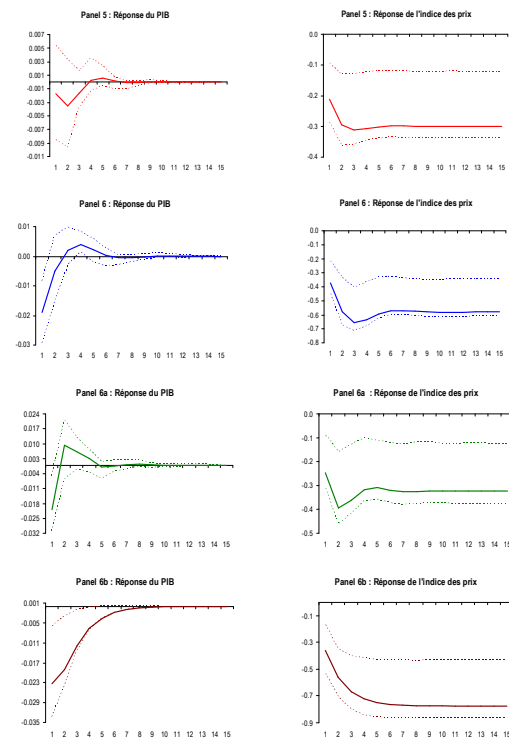


Annexe 6.20 : Modèles VAR à deux variables et fonctions de réponse au choc de politique monétaire en Europe centrale et orientale – Nature du régime de change

*** Modèles sans effets fixes**

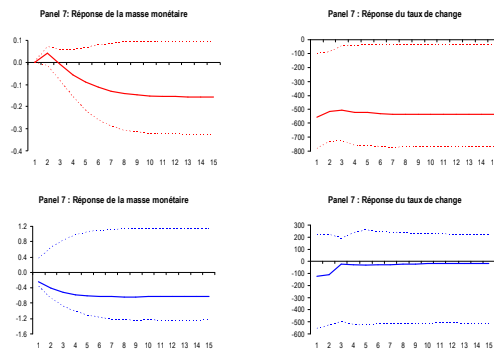


*** Modèles avec effets fixes**

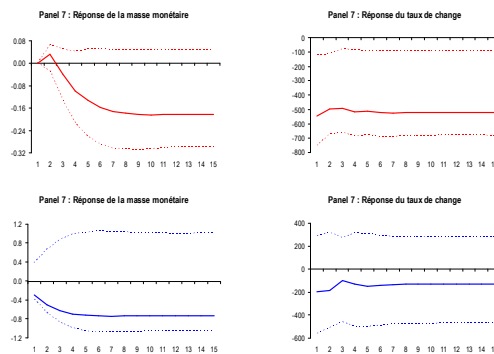


Annexe 6.21 : Modèles VAR à quatre variables et fonctions de réponse de la masse monétaire et du taux de change en Amérique latine au choc du taux de change (1^{ère} ligne) et au choc monétaire (2^e ligne)

*** Modèles sans effets fixes**

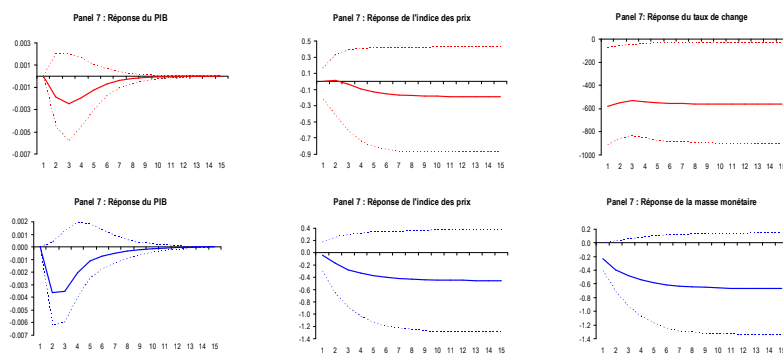


*** Modèles avec effets fixes**

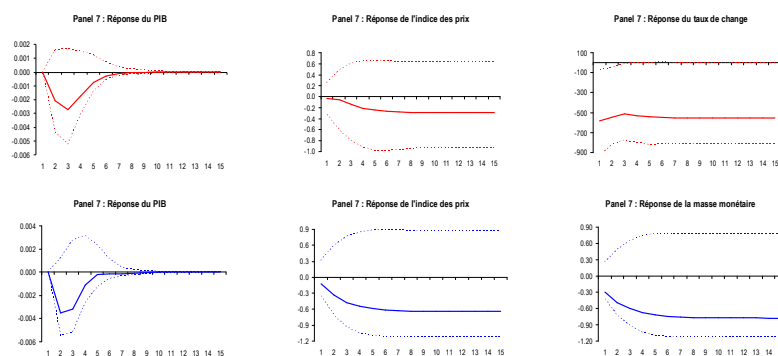


Annexe 6.22 : Modèles VAR à trois variables et fonctions de réponse en Amérique latine au choc du taux de change (1^{ère} ligne) et au choc monétaire (2^e ligne)

*** Modèles sans effets fixes**

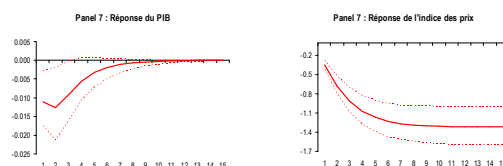


* Modèles avec effets fixes

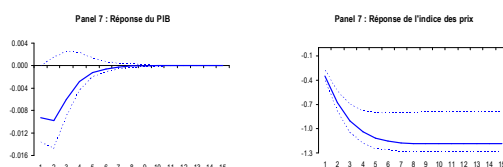


Annexe 6.23 : Modèles VAR à deux variables et fonctions de réponse en Amérique latine

* Modèles sans effets fixes



* Modèles avec effets fixes



ANNEXES TECHNIQUES

Annexes Techniques du chapitre 5

Annexe Technique 5.1 : Tests de racine unitaire univarié

1. Le test de Dickey Fuller Augmenté (1979)

Pour les tests *ADF*, chaque variable est régressée sur une constante et des premières différences retardées. Soit un processus x_t tel que :

$$x_t = \phi x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta x_{t-j} + \mu + \varepsilon_t$$

avec ε_t bruit blanc $(0, \sigma^2)$, p le nombre de retards dans la régression pour prendre en compte l'autocorrélation et blanchir les résidus.

Le principe du test de Dickey_Fuller consiste à poser :

$$H_0 : \phi = 0$$

contre

$$H_1 : \phi < 0$$

L'hypothèse nulle correspond au cas de marche aléatoire pure (processus Difference Stationary ou intégré d'ordre 1) et l'hypothèse alternative correspond au cas d'un modèle autorégressif stationnaire.

L'estimation des coefficients et des écarts types du modèle par des moindres carrés permet de fournir la statistique $t_{\hat{\alpha}}$ analogue à la statistique t de Student :

- si $t_{\hat{\alpha}} > t_{seuil}$, on rejette H_0 , ce qui signifie qu'il existe une racine unité et que le processus n'est pas stationnaire.
- si $t_{\hat{\alpha}} < t_{seuil}$, on accepte H_0 et le processus est stationnaire.

2. Le test de Phillips-Perron (1988)

Phillips-Perron (1988) propose une méthode non paramétrique pour corriger la présence de l'autocorrélation sans avoir à ajouter de variables endogènes comme dans la méthode de Dickey Fuller Augmenté. La procédure de test consiste à tester l'hypothèse de racine unitaire: $H_0 : \phi = 0$ dans le modèle suivant :

$$x_t = \phi x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t$$

La statistique de test de Phillips-Perron (PP) est une statistique de Student corrigée de la présence d'autocorrélation par la prise en compte d'une estimation de la variance de long terme de ε_t (calculée par la densité spectrale de ε_t à la fréquence zéro), robuste à la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. Cette estimation de la variance de long terme de ε_t , est donnée par Newey et West :

$$\hat{\omega}^2 = \hat{\gamma}_\varepsilon(0) + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \hat{\gamma}_\varepsilon(j)$$

où q est un paramètre de troncature et $\hat{\gamma}_\varepsilon(j)$, $j = 0, 1, \dots, q$ est le coefficient d'autocovariance d'ordre j de ε_t , soit :

$$\hat{\gamma}_\varepsilon(j) = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}$$

où T est le nombre d'observations totales.

Le *t-statistique* de Phillips-Perron s'écrit sous la forme :

$$T_{PP} = t_{\hat{\phi}} \sqrt{\frac{\hat{\gamma}(0)}{\hat{\omega}^2}} - \frac{1}{2} (\hat{\omega}^2 - \hat{\gamma}(0)) \frac{T \hat{\sigma}_{\hat{\phi}}}{\hat{\omega} s}$$

Avec $\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}$ désignant l'écart-type du coefficient estimé et s^2 la variance des résidus estimés,

$$s^2 = \frac{1}{T-2} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2.$$

La statistique de Phillips-Perron ou la statistique de Student corrigée possède la même distribution que la statistique du t de Dickey-Fuller.

Annexe Technique 5.2 : Tests de non cointégration

Soit un modèle vectoriel autorégressif à correction d'erreur (VECM) développé par Johansen (1988) et donné par :

$$\Delta X_t = \sum_{h=1}^{p-1} \Gamma_h \Delta X_{t-h} + \alpha \beta' X_{t-1} + u_t$$

où :

X_t est un processus vectoriel de dimension n . Dans notre étude, ce processus comporte quatre variables : $X_t = (y_t, \pi_t, \Delta m_t, \Delta e_t)$.

u_t est un bruit blanc de moyenne nulle et de matrice variance-covariance Σ

Γ_h , $h=1, \dots, p-1$, sont des matrices carrées de dimension (n, n) , p étant le nombre de retards retenu du modèle,

α et β sont respectivement les vecteurs de cointégration et le poids des combinaisons linéaires stationnaires de variables non stationnaires $\beta' X_t$. Ce sont des matrices de taille (n, r) , r étant le rang de cointégration, $r < n$.

L'hypothèse du test est :

$H_0 : r = 0$ (signifiant qu'il n'y a pas de relations cointégrées)

$H_1 : r > 0$ (il existe au moins une relation de cointégration)

La statistique de la trace pour l'hypothèse nulle pour r relations de cointégration est donnée par :

$$LR_{tr}(r, n) = -T \sum_{i=r+1}^n \log(1 - \lambda_i)$$

où λ_i est la i -ème plus grande valeur propre de la matrice $\Pi = \alpha \beta'$.

La statistique de la valeur propre maximale pour l'hypothèse nulle de r relations de cointégration contre l'hypothèse alternative de $r+1$ relations de cointégration est :

$$\begin{aligned} LR_{\max}(r/r+1) &= -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \\ &= LR_{tr}(r/k) - LR_{tr}(r+1/n) \quad \text{pour } r = 0, 1, \dots, n-1 \end{aligned}$$

Si la statistique est supérieure à la valeur seuil, l'hypothèse $H_0 : r = 0$ est refusée et on passe au test suivant. Dans le cas contraire, la procédure est arrêtée et le nombre de relations de cointégration est égal à zéro.

Annexe Technique 5.3 : La méthodologie VAR structurel

1. Du modèle VAR canonique au modèle VAR structurel

Nous partons d'un modèle VAR canonique de forme :

$$X_t = c + \sum_{h=1}^p A_h X_{t-h} + u_t \quad A(L)X_t = c + u_t \quad (\text{A.5.1})$$

où $A(L)$ est le polynôme des retards tel que $A(0) = Id_2$, c le vecteur des constantes et p est l'ordre du modèle. Le vecteur u_t est un bruit blanc de matrice variance – covariance Σ . A chaque date t , les innovations non prévisibles u_t sont estimées simplement comme les résidus des régressions correspondant à l'estimation, équation par équation, du modèle VAR.

Supposons que le processus X_t est covariance-stationnaire, c'est-à-dire que ses premier et second moments sont indépendants du temps t , la moyenne du processus s'écrit :

$$\mu = c + A_1\mu + A_2\mu + \dots + A_p\mu$$

soit :

$$\mu = (I_n - A_1 - A_2 - \dots - A_p)^{-1} c$$

D'où, l'équation (A.5.1) peut se réécrire :

$$X_t - \mu = \sum_{h=1}^p A_h (X_{t-h} - \mu) + u_t$$

Pour évaluer l'impact des innovations, une étape importante consiste à inverser le modèle canonique en une écriture moyenne mobile :

$$Z_t = C(L)u_t = \sum_{h=0}^{\infty} C_h u_{t-h} \quad (\text{A.5.2})$$

Les résidus sont fortement corrélés, ce qui peut conduire à mal interpréter les contributions d'un choc à une variable du modèle. L'estimation directe ne permet pas une interprétation économique des différentes équations et coefficients. Il est alors indispensable de passer des résidus issus d'un VAR canonique à des chocs structurels non corrélés.

Si l'on suppose qu'il existe une forme structurelle réduite du modèle telle que :

$$X_t = \sum_{h=1}^p B_h X_{t-h} + P\varepsilon_t \quad (\text{A.5.3})$$

où ε_t sont les innovations structurels non corrélées entre elles et matrice variance-covariance diagonale Ω .

Le passage de la forme canonique à la forme structurelle consiste à exprimer le lien entre les innovations u_t et les impulsions structurelles ε_t . A chaque date, les innovations sont exprimées comme une combinaison linéaire des chocs structurels :

$$u_t = P\varepsilon_t \quad (\text{A.5.4})$$

Ainsi, sous forme de moyenne mobile infinie, on obtient :

$$Z_t = C(L)u_t = C(L)P\varepsilon_t \quad (\text{A.5.5})$$

Soit :

$$Z_t = D(L)\varepsilon_t = \sum_{h=0}^{\infty} D_h \varepsilon_{t-h} \quad (\text{A.5.6})$$

L'estimation du VAR structurel et l'identification des chocs structurels sont acquises dès que le calcul de la matrice carré P soit effectué. Cette matrice représente n^2 paramètres inconnus qui comprend notamment, comme indiqué ci-dessous, $n(n-1)/2$ restrictions nécessaires pour estimer le système d'équations du modèle VAR structurel.

2. La méthodologie d'identification des chocs

L'identification des chocs se limite donc à déterminer les éléments de la matrice de passage tels que :

$$\text{Var}(\varepsilon_t) = Id_n \quad (\text{A.5.7})$$

$$\text{Var}(u_t) = \text{Var}(P\varepsilon_t) = P\Omega P' = PP' = \Sigma \quad (\text{A.5.8})$$

L'égalité $PP' = \Sigma$ fournit $n(n+1)/2$ contraintes (où n est le nombre des variables endogènes). La matrice P contient n^2 éléments. Mais comme Σ est symétrique, il faut donc imposer $n(n-1)/2$ restrictions supplémentaires « a priori » pour pouvoir juste identifier la matrice P . Ces contraintes supplémentaires portent toujours sur les réponses du système aux différentes impulsions structurelles. Il existe deux types de contraintes structurelles: les contraintes de court terme et les contraintes de long terme à la Blanchard-Quah (1989).

• Les restrictions de court terme

Les contraintes de court terme expriment l'absence de réponse instantanée de certaines séries à certaines impulsions structurelles. D'un point de vue pratique, elles se traduisent simplement par la nullité d'un certain nombre de coefficients de la matrice P . En effet, on sait que :

$$Z_t = X_t - \mu = D(L)\varepsilon_t = C(L)P\varepsilon_t \quad (\text{A.5.5})$$

Comme $C(0) = Id_n$, on constate que les réponses instantanées d'une variable i au choc j à l'instant t s'écrit :

$$\frac{\partial X_{it}}{\partial \varepsilon_{jt}} = D_{ij}(0) = C_{ij}(0)P_{ij} = P_{ij} \quad (\text{A.5.9})$$

Ainsi, les réponses instantanées d'une variable X_i au choc ε_j sera présentées par les éléments de la matrice P . Une contrainte de court terme exprime l'absence d'un effet temporaire du choc ε_j survenu en s sur la composante X_{it} , ce qui signifie la nullité du multiplicateur de court terme correspondant à $D_{ij}(0) = 0$, soit $P_{ij} = 0$.

- **Les restrictions de long terme**

Les contraintes de long terme supposent que certaines impulsions structurelles n'ont pas d'effet à long terme sur certaines composantes du système. Les effets de long terme sont caractérisés par les multiplicateurs dynamiques de long terme définis à partir de l'écriture en moyenne mobile des différences premières d'après l'équation (A.5.6) :

$$\Delta X_t = \sum_{h=0}^{\infty} D_h \varepsilon_{t-h} \quad (\text{A.5.10})$$

La réponse de la composante X_{it} à l'instant t au choc ε_{js} survenu à l'instant s est égale au cumul des réponses des différences premières à ce même choc :

$$\frac{\partial X_{it}}{\partial \varepsilon_{js}} = \sum_{h=0}^{t-s} \frac{\partial \Delta X_{it-h}}{\partial \varepsilon_{js}} = \sum_{h=0}^{t-s} D_{ij,h}, \quad h \leq t-s \quad (\text{A.5.11})$$

Une contrainte de long terme exprime l'absence d'un effet persistant du choc ε_j survenu en s sur la composante X_{it} , ce qui signifie la nullité du multiplicateur dynamique de long terme correspondant à $D_{ij}(1) = 0$, soit $C_{ij}(1).P_{ij} = 0$.

3. Les fonctions de réponse et la décomposition de la variance de l'erreur de

L'étape importante de la modélisation VAR est l'inversion du VAR canonique conduisant à la forme moyenne mobile. De ce fait, on obtient deux outils traditionnels du VAR : les fonctions de réponse au choc et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. Le premier permet de mettre en évidence la nature des effets des chocs structurels sur les variables, le second indique l'importance des chocs dans les variations d'une variable du modèle.

Fonction de réponse d'une variable à un choc structurel

D'après l'équation (A.5.6), la fonction de réponse décrivant l'effet d'une variation en s du choc structurel ε_{js} sur la variable X_{it} en t serait égale à :

$$\frac{\partial X_{it}}{\partial \varepsilon_{js}} = D_{ij,t-s} \quad (\text{A.5.12})$$

Si la variable apparaît en différence dans le système, l'effet sur son niveau correspondra à la somme cumulée des réponses instantanées des différences premières. En effet :

$$\Delta X_{it} = D(L)\varepsilon_t$$

et

$$X_{it} = \sum_{h=0}^{t-1} \Delta X_{it-h} + X_{i0}$$

avec X_{i0} la valeur initiale de la variable X_{it}

La réponse de la composante X_{it} au choc ε_{js} est :

$$\frac{\partial X_{it}}{\partial \varepsilon_{js}} = \sum_{h=0}^{t-1} \frac{\partial \Delta X_{it}}{\partial \varepsilon_{js}} = \sum_{h=0}^{t-s} D_{ij,h} \quad (\text{A.5.13})$$

L'analyse de la variance de l'erreur de prévision

Notons que les études empiriques fondées sur la méthodologie VAR ont recours à un autre mode d'analyse de propagation des impulsions : la décomposition de la variance de l'erreur de prévision des différentes séries du système. En effet, d'après l'écriture en moyenne mobile structurelle et en supposant que les chocs sont indépendants, la variance de l'erreur de prévision s'écrit :

$$\text{Var}(X_{it+H} - EL(X_{it+H} / \{X_{it}; 1 \leq i \leq n\})) = \sum_{j=1}^n \sum_{h=0}^{H-1} (D_{ij,h})^2 (\sigma_{\varepsilon_j})^2 \quad (\text{A.5.14})$$

avec :

$EL(.)$: l'opérateur de régression linéaire tel que le vecteur des innovations canoniques u_t s'écrit sous la forme : $u_{it} = X_{it} - EL(X_{it} / X_{it-1}; 1 \leq i \leq n)$.

$(\sigma_{\varepsilon_j})^2$: la variance de la j -ème impulsion structurelle ε_j .

Le choc ε_{jt} a alors un effet sur X_{it+H} si et seulement si il contribue à la variance de l'erreur de prévision précédente, c'est-à-dire si et seulement si l'un des multiplicateurs $D_{ij,h}$, $0 \leq h \leq H-1$, est non nul.

Annexe Technique 5.4 : Modélisation VAR structurel à deux variables

Soient Δy_t et $\Delta \pi_t$ (π_t ou Δp_t pour la Bolivie et le Costa Rica) les différences premières du logarithme du PIB et du taux d'inflation (ou de l'indice des prix à la consommation). Le vecteur des variables stationnaires du modèle est écrit de façon suivante :

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \end{pmatrix} \text{ ou } X_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \pi_t \text{ ou } \Delta p_t \end{pmatrix}$$

La matrice D_h représentent les fonctions d'impulsion de deux chocs structurels sur les éléments de X_t , soit :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu / \pi_t - \mu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix} = \sum_h L^h \begin{pmatrix} d_{11}^h & d_{12}^h \\ d_{21}^h & d_{22}^h \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix}$$

où ε^y sera considéré un choc d'offre agrégée et ε^π un choc de demande agrégée. Ce choc de demande est assimilé à un choc de politique monétaire. μ désigne la moyenne du processus.

Dans ce modèle, compte tenu du choix de deux variables endogènes, l'identification des impulsions structurelles se traduit donc par une seule contrainte « à priori ». Le PIB étant la première série choisie et le choc d'offre ε_t^y la première impulsion structurelle, l'unique contrainte du modèle sera de long terme. Ceci se traduit par la nullité du coefficient de la représentation moyenne mobile du VAR structurel correspondant à : $D_{12}(1) = 0$. La forme de long terme s'écrira :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu / \pi_t - \mu \end{pmatrix} = D(1) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(1) & 0 \\ D_{21}(1) & D_{22}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \end{pmatrix}$$

Calcul du ratio de sacrifice :

▪ Modèle à taux d'inflation non stationnaire

Partant d'un VAR bivarié structurel en écriture moyenne mobile, on a :

$$\begin{aligned} \Delta y &= \mu + D_{11}(L) \varepsilon_{t-h}^y + D_{12}(L) \varepsilon_{t-h}^\pi = \sum_{h=0}^{\infty} d_{11}^h \varepsilon_{t-h}^y + \sum_{h=0}^{\infty} d_{12}^h \varepsilon_{t-h}^\pi \\ \Delta \pi &= \mu + D_{21}(L) \varepsilon_{t-h}^y + D_{22}(L) \varepsilon_{t-h}^\pi = \sum_{h=0}^{\infty} d_{21}^h \varepsilon_{t-h}^y + \sum_{h=0}^{\infty} d_{22}^h \varepsilon_{t-h}^\pi \end{aligned}$$

$D_{11}(L)$ et $D_{12}(L)$: les effets sur la croissance du produit des chocs d'offre agrégée et des chocs de demande agrégée assimilés à des chocs de politique monétaire.

$D_{21}(L)$ et $D_{22}(L)$: les effets des chocs d'offre et de politique monétaire sur la variation du taux d'inflation.

Le ratio de sacrifice à l'horizon τ correspond, par définition, au rapport entre les pertes cumulées du produit entre les périodes t et $t+\tau$, suite au choc de politique monétaire survenu en t et la variation du taux d'inflation entre la date t et l'horizon τ , τ étant la période à partir de laquelle les chocs de politique monétaire n'ont plus d'impact sur le produit. Suite à un choc de politique monétaire, le produit varie de d_{12}^0 en t à $\sum_{h=0}^{\tau} d_{12}^h$ après τ périodes. La perte cumulative du produit est la somme des pertes depuis la date t à la date $t+\tau$ alors que le taux d'inflation diminue de d_{22}^0 en t à $\sum_{h=0}^{\tau} d_{22}^h$ après τ périodes.

Le ratio de sacrifice du modèle bivarié s'écrit :

$$RS(\tau) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^{\pi}}}{\frac{\partial \pi_{t+\tau}}{\partial \varepsilon_t^{\pi}}} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau} \sum_{j=0}^h d_{12}^h}{\sum_{h=0}^{\tau} d_{22}^h}$$

▪ **Modèle à taux d'inflation stationnaire**

De la même façon, le ratio de sacrifice dans le cadre du modèle VAR à taux d'inflation stationnaire s'écrira :

$$RS(\tau) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau} \frac{\partial \Delta y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^{\pi}}}{\sum_{h=0}^{\tau} \frac{\partial \pi_{t+\tau}}{\partial \varepsilon_t^{\pi}}} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau} \sum_{j=0}^h d_{12}^h}{\sum_{h=0}^{\tau} d_{22}^h}$$

Annexe Technique 5.5 : Modélisation structurelle VAR à trois variables

1. Modèle VAR à trois variables et l'introduction du taux de change

Les résultats de tests de non stationnarité sont fournis dans le tableau 6.1. Le produit est intégré d'ordre 1 pour tous les pays étudiés tandis que le taux d'inflation est stationnaire en Bolivie et au Costa Rica, intégré d'ordre 1 pour les autres. Concernant le taux de dévaluation, les tests confirment la stationnarité de la série pour les 11 pays. Comme le modèle bivarié, nous pouvons ainsi écrire notre modèle VAR à trois variables sous une forme structurelle et en écriture moyenne mobile suivante :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta e_t - \mu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) & D_{13}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) & D_{23}(L) \\ D_{31}(L) & D_{32}(L) & D_{33}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix} = \sum_h L^h \begin{pmatrix} d_{11}^h & d_{12}^h & d_{13}^h \\ d_{21}^h & d_{22}^h & d_{23}^h \\ d_{31}^h & d_{32}^h & d_{33}^h \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix}$$

où ε_t^y est un choc d'offre agrégée tandis que le choc de demande agrégée est maintenant décomposé en choc de demande privée non monétaire, noté ε_t^d et en choc monétaire de politique de change, noté ε_t^e . μ désigne la moyenne du processus.

L'estimation du VAR structurel et l'identification des chocs nécessitent l'imposition de trois contraintes structurelles supplémentaires. seuls les chocs d'offre ont un effet permanent sur le niveau du produit. Les chocs de demande nominal et monétaire de politique de change n'ont pas d'effet à long terme sur la production. Dans ce cas, avec le produit la première série du VAR et le choc d'offre la première impulsion structurelle, les deux premières contraintes seront de long terme et auront la forme : $D_{12}(1) = D_{13}(1) = 0$

Nous avons encore besoin d'une contrainte supplémentaire. Ainsi, compte tenu des délais de transmission entre la sphère monétaire et la sphère réelle, il convient de rejeter la possibilité d'un effet instantané d'un choc de nature monétaire sur le produit, ce qui signifie que le choc de politique de change ne provoque aucun impact instantané sur le produit et implique : $D_{13}(0) = 0$

Au total, nous avons donc un VAR structurel de forme de court terme :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta e_t - \mu \end{pmatrix} = D(0) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(0) & D_{12}(0) & 0 \\ D_{21}(0) & D_{22}(0) & D_{23}(0) \\ D_{31}(0) & D_{32}(0) & D_{33}(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix}$$

et de forme de long terme :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta e_t - \mu \end{pmatrix} = D(1) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(1) & 0 & 0 \\ D_{21}(1) & D_{22}(1) & D_{23}(1) \\ D_{31}(1) & D_{32}(1) & D_{33}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^e \end{pmatrix}$$

Le ratio de sacrifice sera considéré comme le rapport entre les pertes cumulatives du produit et les déviations totales du taux d'inflation suite au changement dans la conduite de politique de change à la période t et pendant la période d'effectivité de la politique de change (de t à $t + \tau_e$).

D'après l'écriture en moyenne mobile du VAR structurel, le ratio de sacrifice s'écrira :

$$RS(\tau_e) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^e}}{\frac{\partial \pi_{t+\tau_e}}{\partial \varepsilon_t^e}} = \frac{\sum_{h=0}^0 d_{13}^h + \sum_{h=0}^1 d_{13}^h + \dots + \sum_{h=0}^{\tau_e} d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{23}^h} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_e} \sum_{j=0}^h d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{23}^h}$$

avec :

$\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{13}^h$: les effets des chocs de politique de change sur le produit

$\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{23}^h$: les effets des chocs de politique de change sur le taux d'inflation

Comme dans le modèle bivarié, pour la Bolivie, le Costa Rica et la République Dominicaine, où le taux d'inflation est stationnaire, le ratio de sacrifice est également calculé à partir des fonctions de réponse mais n'est plus défini comme le rapport entre les pertes cumulatives du produit et les effets sur le niveau du taux d'inflation. Il est plutôt le prix à payer pour maintenir le taux d'inflation autour de son niveau d'équilibre, soit le rapport entre l'ensemble des déviations du taux de croissance du produit et l'ensemble des variations du taux d'inflation :

$$RS(\tau_e) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_e} \frac{\partial \Delta y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^e}}{\sum_{h=0}^{\tau_e} \frac{\partial \pi_{t+\tau_e}}{\partial \varepsilon_t^e}} = \frac{\sum_{h=0}^0 d_{13}^h + \sum_{h=0}^1 d_{13}^h + \dots + \sum_{h=0}^{\tau_e} d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{23}^h} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_e} \sum_{j=0}^h d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_e} d_{23}^h}$$

2. Modèle VAR à trois variables et l'introduction de la monnaie

Pour l'Argentine, le Brésil, le Chili, le Nicaragua, le Pérou et l'Uruguay, les séries de croissance monétaires sont confirmées intégrées d'ordre 1 et stationnaire en différence première. Nous retenons ainsi une spécification en différence première construite à partir du taux de croissance du PIB, de l'inflation et du taux de variation de la croissance monétaire, soit :

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \\ \Delta^2 m_t \end{pmatrix}$$

Pour les autres économies, les tests de racine unitaire dans le cadre univarié indiquent la stationnarité des séries de croissance monétaire. Dans ces cas, les variables endogènes du modèle

VAR sont : le taux de croissance du PIB, le taux de croissance de l'inflation ou le taux d'inflation dans le cas bolivien ou costaricien, et le taux de croissance de la masse monétaire, soit :

$$X_t = \begin{pmatrix} \Delta y_t \\ \Delta \pi_t \text{ ou } \pi_t \\ \Delta m_t \end{pmatrix}$$

Le passage du modèle VAR canonique au modèle structurel suppose alors trois impulsions structurelles non corrélées ayant une variance unitaire. La forme structurelle du modèle s'écrit :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta m_t - \mu \text{ ou } m_t - \mu \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) & D_{13}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) & D_{23}(L) \\ D_{31}(L) & D_{32}(L) & D_{33}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix} = \sum_h L^h \begin{pmatrix} d_{11}^h & d_{12}^h & d_{13}^h \\ d_{21}^h & d_{22}^h & d_{23}^h \\ d_{31}^h & d_{32}^h & d_{33}^h \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix}$$

où ε_t^y est un choc d'offre agrégée tandis que le choc de demande agrégée est maintenant décomposé en choc de demande privée non monétaire, noté ε_t^d et en choc de politique monétaire, noté ε_t^m . μ désigne la moyenne du processus.

Comme lors de l'étude de l'impact du choc de politique de change dans le modèle à 3 variables précédent, l'identification du choc de politique monétaire nécessite également l'imposition de trois contraintes économiques à priori supplémentaires donc :

- Les chocs de demande privée et de politique monétaire n'ont aucun impact à long terme sur le niveau du produit, ce qui signifie $D_{12}(1) = D_{13}(1) = 0$.
- Compte tenu des délais de transmission entre la sphère réelle et la sphère réelle, un choc de politique monétaire n'a aucun impact instantané sur l'activité économique, soit : $D_{13}(0) = 0$.

Au total, nous avons donc un VAR structurel de forme de court terme :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta m_t - \mu \text{ ou } m_t - \mu \end{pmatrix} = D(0) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(0) & D_{12}(0) & 0 \\ D_{21}(0) & D_{22}(0) & D_{23}(0) \\ D_{31}(0) & D_{32}(0) & D_{33}(0) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix}$$

et de forme de long terme :

$$\begin{pmatrix} \Delta y_t - \mu \\ \Delta \pi_t - \mu \text{ ou } \pi_t - \mu \\ \Delta m_t - \mu \text{ ou } m_t - \mu \end{pmatrix} = D(1) \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} D_{11}(1) & 0 & 0 \\ D_{21}(1) & D_{22}(1) & D_{23}(1) \\ D_{31}(1) & D_{32}(1) & D_{33}(1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^m \end{pmatrix}$$

Le ratio de sacrifice peut être écrit de la forme suivante :

$$RS(\tau_m) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_m} \frac{\partial y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^m}}{\frac{\partial \pi_{t+\tau_m}}{\partial \varepsilon_t^m}} = \frac{\sum_{h=0}^0 d_{13}^h + \sum_{h=0}^1 d_{13}^h + \dots + \sum_{h=0}^{\tau_m} d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_m} \sum_{j=0}^h d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h}$$

avec :

$\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{13}^h$: les effets des chocs de politique monétaire sur le produit

$\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h$: les effets des chocs de politique monétaire sur le taux d'inflation

Le dénominateur correspond à l'effet cumulé total d'un choc de politique monétaire ε_t^m survenu à la date t sur le niveau du taux d'inflation en $t + \tau_m$, τ_m étant l'horizon à partir duquel la politique monétaire n'est plus effective. Le numérateur désigne l'ensemble des pertes cumulées du produit entre les date t et $t + \tau_m$ faisant suite au même choc de politique monétaire ε_t^m .

Pour la Bolivie, le Costa Rica et la République Dominicaine, où le taux d'inflation est stationnaire, le raisonnement reste le même que les sections précédentes quant à l'interprétation du ratio de sacrifice. Il correspond au rapport entre la somme des déviations temporaires de la croissance suite au choc de politique monétaire ε_t^m et durant la période d'effectivité de cette politique monétaire et la somme des déviations temporaires de l'inflation, soit :

$$RS(\tau_m) = \frac{\sum_{j=0}^{\tau_m} \frac{\partial \Delta y_{t+j}}{\partial \varepsilon_t^m}}{\sum_{h=0}^{\tau_m} \frac{\partial \pi_{t+\tau_m}}{\partial \varepsilon_t^m}} = \frac{\sum_{h=0}^0 d_{13}^h + \sum_{h=0}^1 d_{13}^h + \dots + \sum_{h=0}^{\tau_m} d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h} = \frac{\sum_{h=0}^{\tau_m} \sum_{j=0}^h d_{13}^h}{\sum_{h=0}^{\tau_m} d_{23}^h}$$

Annexes Techniques du chapitre 6

Annexe technique 6.1 : Tests de racine unitaire avec les données de panel – Tests de première génération

1. Le test de Levin et Lin (1992)

Inspirés des modèles de Dickey-Fuller Augmentés (ADF), Levin et Lin ont élaboré leur test en se basant notamment sur l'hypothèse de l'existence d'une racine unitaire unique dans la dynamique d'une variable observée pour l'ensemble des individus et en reposant sur les régressions suivantes :

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \phi X_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{p_i} \gamma_{i,s} \Delta X_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A.6.1})$$

où $i = 1, \dots, N$ désigne le i -ème individu du panel, $t = 1, \dots, T$ désigne le temps, α_i représente les caractéristiques propres à chaque individu (effets individuels fixes), $\alpha_i \neq \alpha_j$ pour $i \neq j$ et $\varepsilon_{i,t}$ désigne le bruit blanc de moyenne zéro et de variance $\sigma_{\varepsilon,i}^2$.

En supposant l'homogénéité de la racine autorégressive ($\phi_i = \phi_j = \phi$, $\forall i, j$) et par conséquent la présence d'une seule racine unitaire dans la dynamique de la variable X , les hypothèses des tests de Levin et Lin sont :

$$H_{0,LL} : \phi = 0 \text{ et } \alpha_i = 0, \forall i = 1, \dots, N^{99}$$

$$H_{1,LL} : \phi < 0 \text{ et } \alpha_i \in R, \forall i = 1, \dots, N$$

Le test de Levin et Lin, construit à partir de modèles de type Dickey-Fuller, permet de blanchir les résidus et de se ramener à des distributions connues pour les t -statistiques individuelles. Dans un modèle sans composante déterministe et sans constante, sous l'hypothèse nulle, la statistique standard t_ϕ , basé sur l'estimateur autorégressive commune $\hat{\phi}$, suit une loi normale centrée réduite lorsque N et T tendent vers l'infini et $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$. Cependant, selon Levin et Lin, dès lors que la composante déterministe est non nulle (avec constante comme c'est le cas présenté dans cette Annexe, avec ou sans la tendance déterministe), cette statistique diverge vers l'infini négatif ($-\infty$) sous H_0 . C'est pourquoi les auteurs ont proposé une statistique de Student modifiée :

⁹⁹ A noter que l'hypothèse nulle du modèle 2 est une hypothèse jointe. On teste ici à la fois l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire pour tous les individus du panel ($\phi_i = \phi = 0$) et l'hypothèse d'absence d'effets individuels c'est-à-dire la nullité de toutes les constantes individuelles ($\alpha_i = 0$).

$$\text{Statistique } LL : t_{\phi}^* = \frac{t_{\phi}}{\sigma_T^*} - NT \hat{S}_N \left(\frac{\hat{\sigma}_{\hat{\phi}}}{\hat{\sigma}_{\varepsilon}^2} \right) \left(\frac{\mu_T^*}{\sigma_T^*} \right)$$

où la composante d'ajustement de la moyenne μ_T^* et la composante d'ajustement de la variance σ_T^* sont proposées par les auteurs (Levin, Lin et Chu, 2002, table 2, page 14) suivant la dimension T . Le terme d'ajustement est fonction de la moyenne des ratios de la variance de long terme du modèle sur la variance de court terme des résidus individuels, $\hat{S}_N = (1/N) \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_{X_i} / \hat{\sigma}_{\varepsilon_i}$, où $\hat{\sigma}_{X_i}$ désigne l'estimateur « kernel » de la variance de long terme pour un individu i . Sous l'hypothèse que l'ordre maximal des retards admissibles p_{\max} croît à une vitesse T^p , avec $0 < p < 1/4$ et que le paramètre de troncature donné par $\bar{K} = 3.21T^{1/3}$, croît à une vitesse $T^{\bar{K}}$, avec $0 < \bar{K} < 1$, Levin et Lin établissent la distribution asymptotique de la statistique corrigée t_{ϕ}^* . Ainsi, ils montrent que sous l'hypothèse $H_0 : \phi = 0$, cette statistique converge vers une loi normale centrée réduite avec $\sqrt{N}/T \rightarrow 0$. Ainsi, si la réalisation de la statistique de Levin et Lin est inférieure au seuil de la loi normale centrée réduite, on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour l'ensemble des individus du panel.

2. Le test d'Im, Pesaran et Shin (1997)

Le test IPS repose sur un modèle avec effets individuels, sans tendance déterministe et en l'absence d'autocorrélation des résidus, soit :

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \phi_i X_{i,t-1} + \sum_{s=1}^{p_i} \gamma_{i,s} \Delta X_{i,t-s} + \varepsilon_{i,t}, \quad i=1, \dots, N \text{ et } t=1, \dots, T \quad (\text{A.6.2})$$

où α_i désigne les effets individuels fixes et où $\varepsilon_{i,t} \cong N.i.d(0, \sigma_{\varepsilon,i})$ pour $i=1, \dots, N$.

Les hypothèses du test d'IPS sont :

$$H_{0,IPS} : \phi_i = 0, \quad \forall i=1, \dots, N$$

$$H_{1,IPS} : \phi_i < 0, \quad \forall i=1, \dots, N_1 \text{ et } \phi_i = 0, \quad \forall i=N_1+1, N_1+2, \dots, N$$

Sous l'hypothèse alternative, deux types d'individus peuvent coexister : des individus indicés $i=1, \dots, N_1$ pour lesquels la variable $X_{i,t}$ est stationnaire et des individus indicés $i=N_1+1, N_1+2, \dots, N$ pour lesquels la dynamique de $X_{i,t}$ contient une racine unitaire. La taille N_1 de l'ensemble des individus stationnaire est à priori inconnue mais vérifie $0 < N_1 \leq N$ puisque si $N_1 = 0$, on retrouve l'hypothèse nulle. On admet, en plus, que le ratio N_1/N vérifie $\lim_{N \rightarrow \infty} N_1/N = \delta$, avec $0 < \delta < 1$.

Ainsi, au lieu de supposer que le paramètre ϕ_i est identique pour tous les individus comme supposaient Levin et Lin (1992), la méthodologie d'*IPS* utilise des tests de racine unitaire distincts, pour chacun de N individus. La statistique, issue du test, est construite à partir des statistiques individuelles usuelles du test ADF et s'écrit de la façon suivante :

$$Z_{bar} = \frac{\sqrt{N} [t_{NT} - E(t_{iT})]}{\sqrt{Var(t_{iT})}}$$

où $t_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}$ est la moyenne des N statistiques individuelles de Dickey-Fuller, notées t_{iT} , associées à l'hypothèse nulle $\phi_i = 0$ du modèle, $E(t_{iT})$ et $Var(t_{iT})$ désignent respectivement la moyenne et la variance de la statistique t_{iT} , sous l'hypothèse nulle $\phi_i = 0$ et avec $N \rightarrow \infty$.

Ainsi, en supposant l'absence de dépendance contemporaine entre les individus et pour $T \rightarrow \infty$, le test d'*IPS* montre que sous l'hypothèse nulle de non stationnarité, la statistique Z_{bar} suit une distribution normale centrée réduite. Ainsi, si elle est inférieure au seuil de la loi normale centrée réduite, on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour l'ensemble des individus du panel.

Im, Pesaran et Shin ont également proposé une deuxième statistique standardisée, évaluée par des simulations sous l'hypothèse nulle :

$$W_{bar} = \frac{\sqrt{N} [t_{NT} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E[t_{it} | \phi_i = 0]]}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N Var[t_{it} | \phi_i = 0]}}$$

Bien que les deux tests soient asymptotiquement équivalents, les simulations par *IPS* conduisent à de résultats très performants en termes de taille et de puissance, mais le test Z_{bar} est la plus puissante même pour des petits échantillons c'est-à-dire $N < 5$ et $T \leq 10$.

3. Le test de Maddala et Wu (1999)

Le troisième test, souvent utilisé dans le cadre de l'analyse des données de panel, est un test non paramétrique de Fisher (1932) présenté de façon générale par Maddala et Wu (1999), noté test *MW*. Les hypothèses du test *MW* sont :

$$H_{0,MW} : \phi_i = 0, \forall i = 1, \dots, N$$

$$H_{1,MW} : \phi_i < 0, \forall i = 1, \dots, N_1 \text{ et } \phi_i = 0, \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

Ainsi, les hypothèses du test *MW* sont similaires à celles du test *IPS*, ce qui permet une comparaison directe entre les deux tests de racine unitaire. Comme le test *IPS*, le test *MW* repose sur une combinaison de N tests individuels de racine unitaire indépendants. Cependant, alors que le test d'*IPS* utilise l'ensemble des statistiques ADF individuels, le test *MW* combine les seuils de

significativité (c'est-à-dire les *p-values*) des N tests individuels indépendants. L'obtention de la statistique MW est simple une fois les *p-values* sont déterminées. En effet, soit P_i la *p-value* de la statistique de Dickey-Fuller de l'hypothèse nulle de racine unitaire, pour un individu i donné, la statistique, retenue par Maddala et Wu, est définie par la quantité :

$$PMW = -2 \sum_{i=1}^N \ln(P_i)$$

Supposant que les statistiques individuelles sont indépendantes, la statistique PMW suit, sous l'hypothèse nulle de racine unitaire, une distribution χ^2 à $2N$ degré de liberté, quelle que soit la taille de l'échantillon. Si la réalisation de PMW est supérieure au seuil d'un $\chi^2(2N)$, on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les individus du panel.

Pour des valeurs élevées de N , Choi (2001) propose d'utiliser la statistique standardisée similaire suivante :

$$ZMW = \frac{\sqrt{N} \{N^{-1} PMW - E[-2 \log(P_i)]\}}{\sqrt{Var[-2 \log(P_i)]}} = \frac{\sum_{i=1}^N \log(P_i) + N}{\sqrt{N}}$$

La statistique de Choi correspond ainsi tout simplement à une statistique moyenne de type $N^{-1} PMW$ centrée réduite. Si l'on suppose que les *p-values* sont des bruits blancs (i.i.d), Choi montre que la statistique réduite ZMW suit, sous l'hypothèse nulle de racine unitaire une loi normale centrée réduite lorsque N tend vers l'infini.

Selon les simulations Monte Carlo effectuées par Maddala et Wu (1999), de manière générale, le test MW basé que les tests de Dickey-Fuller individuels est plus performant que le test d'*IPS* et de *LL* dans la mesure où il est plus puissant et provoque moins de distorsion de taille.

Annexe technique 6.2 : Tests de racine unitaire avec les données de panel – Tests de deuxième génération

1. Le test de Moon et Perron (2004)

Moon et Perron (1994) utilisent un modèle autorégressif à facteurs communs pour prendre en compte la dépendance interindividuelle. Mais, à la différence de Bai et Ng (2001), ils proposent un test de racine unitaire directement sur la série observable $X_{i,t}$ et non pas de façon séparée dans les composantes individuelle et commune.

Soit le modèle autorégressif à facteurs communs suivant :

$$X_{i,t} = \alpha_i + X_{i,t}^0 \quad (\text{A.6.3})$$

$$X_{i,t}^0 = \phi_i X_{i,t-1}^0 + \mu_{i,t} \quad (\text{A.6.4})$$

$$\mu_{i,t} = \lambda_i' F_t + e_{i,t} \quad (\text{A.6.5})$$

où F_t est un vecteur de dimension $(r,1)$ de facteurs communs et λ_i' un vecteur de paramètres. $e_{i,t}$ sont des chocs idiosyncratiques tels que :

$$e_{i,t} = \sum_{j=0}^{\infty} d_{i,j} \nu_{i,t-j}$$

avec les bruits blancs $\nu_{i,t}$ *i.i.d* $(0,1)$ étant non corrélés dans la dimension individuelle. Ainsi, la corrélation interindividuelle des variables $X_{i,t}$ est déterminée par le vecteur des paramètres λ_i' .

L'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les individus du panel est : $H_0 : \phi_i = 0$, $\forall i=1, \dots, N$ alors que sous l'hypothèse alternative $H_1 : \phi_i < 0$, la variable $X_{i,t}$ est stationnaire pour au moins un individu i . Moon et Perron construisent alors deux *t-statistiques* modifiées de l'hypothèse nulle de racine unitaire, notées respectivement t_a et t_b . Ces statistiques possèdent les mêmes caractéristiques que la statistique LL ou *IPS* dans la mesure où Moon et Perron tentent de transformer le modèle, de sorte d'éliminer les composantes communes de la série $X_{i,t}$ et de tester ensuite la racine unitaire sur les séries en écarts aux facteurs communs, c'est-à-dire sur les composantes idiosyncratiques. En supprimant les dépendances interindividuelles, on retrouve alors les distributions asymptotiques normales comme les tests *IPS* ou Levin et Lin. Mais la différence fondamentale est que les statistiques du test sont construites, ici, à partir de données transformées, prises en écarts aux composantes communes et donc indépendantes dans la dimension individuelle. Ainsi, si la réalisation de la statistique t_a ou t_b est inférieure au seuil de la loi normale, on rejette l'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les individus du panel.

Pour déterminer ces statistiques, Moon et Perron supposent la matrice Z des observations individuelles de $X_{i,t}$ et Z_{-1} la matrice des observations retardées. Soit $Q_\Lambda = I_N - \Lambda(\Lambda'\Lambda)^{-1}\Lambda'$ la matrice de projection sur l'orthogonal du sous-espace vectoriel, engendré par les colonnes de la matrice Λ des coefficients λ_i , cette matrice étant estimée par une analyse en composantes principales des résidus. L'idée est que, pour éliminer les facteurs communs, les données de panel devraient être projetées sur les colonnes de Q_Λ et en multipliant le modèle (A.6.4) sous forme matricielle par Q_Λ , la projection ZQ_Λ correspond aux données en écarts aux facteurs communs et les résidus ne présentent aucune corrélation interindividuelle. C'est à partir des données transformées que Moon et Perron vont proposer leurs deux statistiques qui convergent, lorsque T et N tendent vers l'infini et le rapport N/T tend vers zéro :

$$t_a = \frac{T\sqrt{N}(\hat{\phi}_{pool}^+ - 1)}{\sqrt{2\gamma_e^4 / w_e^4}}$$

$$t_b = T\sqrt{N}(\hat{\phi}_{pool}^+ - 1) \sqrt{\frac{1}{NT^2} \text{trace}(Z_{-1}Q_\Lambda Z') \frac{w_e^2}{\gamma_e^4}}$$

$\hat{\phi}_{pool}^+$ désigne l'estimateur « *pooled* » de la racine autorégressive et s'écrit comme suit :

$$\hat{\phi}_{pool}^+ = \frac{\text{trace}(Z_{-1}Q_\Lambda Z') - NT\lambda_e}{\text{trace}(Z_{-1}Q_\Lambda Z')}$$

où λ_e' étant la somme des autovariances positives des composantes idiosyncratiques :

$$\lambda_e = N^{-1} \sum_{i=1}^N \lambda_e'$$

w_e^2 et γ_e^4 désignent respectivement aux moyennes des variances individuelles à long terme $w_{e,i}^2$ et des variances individuelles de long terme au carré de la composante idiosyncratique.

2. Le test de Choi (2002)

Comme Moon et Perron (2004), Choi (2002) propose un test de racine unitaire sur la série observée $X_{i,t}$ en transformant le modèle à facteurs communs, afin d'éliminer les corrélations interindividuelles et les éventuelles composantes de tendance déterministe. Le test est donc également basé sur le terme idiosyncratique du modèle à erreur suivant :

$$X_{i,t} = \alpha_i + \theta_t + \nu_{i,t} \quad (\text{A.6.6})$$

$$\nu_{i,t} = \sum_{j=1}^{p_i} d_{i,j} \nu_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (\text{A.6.7})$$

où $\varepsilon_{i,t}$ est *i.i.d* $(0, \sigma_{\varepsilon,i}^2)$ est indépendamment distribué entre les individus.

α_i et θ_t désignent respectivement l'effet individuel inobservable et l'effet temporel inobservable.

Pour éliminer les dépendances interindividuelles, Choi isole $v_{i,t}$ en supprimant la constante (effet individuel) α_i et également, le terme d'erreur commun (effet temporel) θ_t par la méthode d'Elliot, Rothenberg et Stock (1996) consistant à estimer le terme constant sur des données quasi-différenciées par les *Moindres Carrés Généralisés*.

L'hypothèse nulle du test de Choi correspondra à la présence d'une racine unitaire dans la composante idiosyncratique $v_{i,t}$ pour tous les individus du panel, soit :

$$H_0 : \sum_{j=1}^{p_i} d_{i,j} = 1, \forall i=1, \dots, N \text{ contre } H_1 : \sum_{j=1}^{p_i} d_{i,j} < 1, \forall i=1, \dots, N$$

Les tests individuels de racine unitaire et les combinaisons de leurs niveaux de significativité (*p-values*) permettront, par la suite, de déterminer trois statistiques de type Fisher de test en panel :

$$P_m = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N [\ln(P_i) + 1]$$

$$Z = -\frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \Phi^{-1}(P_i)$$

$$L^* = -\frac{1}{\sqrt{\pi^2 N / 3}} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right)$$

où P_i désigne le niveau de significativité associé à la statistique de Dickey-Fuller individuelle et $\Phi(\cdot)$ la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite. Sous l'hypothèse nulle de racine unitaire pour tous les individus du modèle, Choi (2002) montre que ces trois statistiques convergent vers une loi normale centrée réduite lorsque N et T tendent vers infini. Pour la statistique de Fisher transformée P_m , si la réalisation est supérieure au seuil de la loi normale, l'hypothèse H_0 est rejetée. Pour les deux statistiques Z et L^* , si la réalisation est inférieure au seuil de la loi normale, H_0 est également rejetée.

3. Le test de Pesaran (2003)

Pesaran (2003) propose un test unique permettant de tenir compte des éventuelles dépendances interindividuelles. A la différence des tests de Moon et Perron et de Choi, qui testent la présence d'une racine unitaire sur des variables transformées prises en écart aux composantes déterministes, Pesaran choisit de conserver les séries brutes $X_{i,t}$, en augmentant le modèle ADF par l'introduction des moyennes individuelles de $X_{i,t-1}$ et des différences premières

$\Delta X_{i,t}$. Selon lui, l'augmentation de la moyenne et de sa valeur retardée est suffisante pour filtrer asymptotiquement les effets de la composante commune inobservable du modèle suivant :

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \phi_i X_{i,t-1} + u_{i,t}, \quad u_{i,t} = \gamma_i \theta_t + \varepsilon_{i,t}$$

où l'effet individuel α_i est défini par $\alpha_i = -\phi_i \gamma_i$ et θ_t le facteur commun inobservable.

L'ajout des moyennes $\bar{X}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N X_{i,t}$ conduit donc à un modèle augmenté de type *CADF* (*Cross Sectionally Augmented Dickey-Fuller*) :

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \phi_i X_{i,t-1} + c_i \bar{X}_{t-1} + d_i \Delta \bar{X}_t + v_{i,t} \quad (\text{A.6.8})$$

Pour chaque individu $i=1, \dots, N$, on estime ce modèle et construit par la suite, de façon standard, la *t-statistique* associées à l'hypothèse nulle de racine unitaire pour l'individu i , notée $t_i(N, T)$. A partir de ces statistiques *CADF* individuelles, Pesaran propose une statistique moyenne de type *IPS*, appelée *CIPS* :

$$CIPS(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_{i,f} + O_p(1)$$

où $CADF_{i,f}$ désigne la distribution asymptotique, lorsque N tend vers l'infini, des statistiques $t_i(N, T)$. L'indice f indique que ces distributions sont asymptotiquement dépendantes. La distribution de $\overline{CADF} = N^{-1} \sum_{i=0}^N CADF_{i,f}$, lorsque N tend vers l'infini, est non standard et les seuils de cette variable sont tabulés par Pesaran (2003, tableau 3b, page 45). Pesaran approxime la distribution de la statistique moyenne $CIPS(N, T)$ par celle de \overline{CADF} . D'où, lorsque la réalisation de $CIPS(N, T)$ est inférieure au seuil de la distribution de \overline{CADF} , l'hypothèse nulle de racine unitaire rejetée.